

---

# Dossier

---

## L'effet d'une naissance sur le niveau de vie du ménage

Jean-François Eudeline, Bertrand Garbinti,  
Pierre Lamarche, Dorian Roucher, Magda Tomasini\*

**Les niveaux de vie varient selon la structure familiale : plus élevés pour les personnes vivant en couple sans enfant, ils diminuent quand le nombre d'enfants augmente, que le parent vive seul ou en couple. Lors de la naissance d'un enfant, deux facteurs jouent dans des sens opposés. D'un côté, l'enfant ne contribue pas aux ressources du ménage et représente un coût supplémentaire, quantifié par une variation du nombre d'unités de consommation du ménage. De l'autre, une naissance représente aussi des ressources supplémentaires par le biais des prestations familiales et du quotient familial. Quelques cas types simples mettent en évidence le rôle du système fiscal et social pour compenser le coût de l'arrivée d'un enfant dans un ménage. Le suivi longitudinal de ménages montre ensuite que si le niveau de vie diminue après la naissance d'un enfant, cela est davantage lié à la modification des comportements d'activité, en particulier une réduction, voire un arrêt de l'activité professionnelle dans le ménage, qu'à la charge financière supplémentaire induite par cette naissance.**

La vie en commun, dont l'étude repose généralement sur une hypothèse de partage des ressources du ménage, procure des économies d'échelle pour chacun de ses membres : ces économies sont particulièrement fortes pour les biens d'équipement (un ménage a généralement besoin d'un seul réfrigérateur, d'une seule cuisinière, d'un seul lave-linge, etc., quelle que soit sa taille) et plus encore pour le logement (notamment par le biais des pièces communes telles que cuisine et salle de séjour). Ainsi, le niveau de vie d'un individu vivant dans un ménage disposant d'un revenu disponible de 1 000 euros, est égal à 1 000 euros s'il vit seul, s'élève à 667 euros s'il vit en couple ou s'il vit seul avec un enfant de plus de 14 ans, ou encore à 476 euros s'il vit avec un conjoint et deux enfants de moins de 14 ans. Si deux personnes seules disposant exactement des mêmes ressources s'installent pour vivre ensemble, elles améliorent alors leur niveau de vie de 33 %.

### Le niveau de vie diminue avec le nombre d'enfants

Les personnes vivant en couple sans enfant disposent en moyenne du niveau de vie le plus élevé : 25 580 euros annuels en 2008 selon l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (*ERFS* – voir *annexe Sources et méthodes*). Les personnes seules ou les familles monoparentales ont un niveau de vie moyen plus faible ; elles ne bénéficient pas de l'économie d'échelle procurée par la présence d'un second adulte ainsi que du revenu que celui-ci serait susceptible d'apporter.

De manière générale, la comparaison, une année donnée, de ménages de tailles différentes montre que le niveau de vie diminue quand le nombre d'enfants augmente, que le parent vive seul ou en couple. À partir de deux enfants dans le ménage, les niveaux de vie des personnes sont nettement plus bas : 22 370 euros en moyenne pour celles vivant en couple avec

\* Jean-François Eudeline, Bertrand Garbinti, Pierre Lamarche, Dorian Roucher, Ensae ParisTech ; Magda Tomasini, Insee.

deux enfants et 19 620 euros avec trois enfants ou plus. Les familles monoparentales avec plusieurs enfants ont un niveau de vie annuel moyen inférieur de 7 590 euros au niveau de vie moyen de l'ensemble de la population et ce, malgré les droits supplémentaires et les allocations spécifiques qui leur sont attribués. De ce fait, ce sont principalement les familles avec enfant(s), surtout monoparentales, qui se concentrent dans le bas de l'échelle des niveaux de vie, et les couples sans enfant dans le haut : 30,1 % des familles monoparentales avec deux enfants ou plus sont sous la barre du 1er décile des niveaux de vie et 67,1 % sous celle du 3e décile.

## À revenus d'activité constants, les évolutions de niveau de vie lors de la naissance peuvent être diverses

Pourtant, la présence d'enfants dans le ménage génère des revenus sociaux et diminue les impôts directs : l'impôt sur le revenu par le biais du quotient familial [Marical, 2009] et la taxe d'habitation par le biais des abattements pour personne à charge [Bac et *alii*, 2006]. À l'inverse, un nombre plus élevé d'unités de consommation du ménage joue dans le sens d'une diminution du niveau de vie. Pour comprendre les mécanismes à l'œuvre, on peut étudier l'impact d'une naissance sur le niveau de vie des membres du ménage à partir de cas types (figure 1).

L'arrivée d'un nouvel enfant peut ainsi modifier le niveau de vie des familles de plusieurs façons.

Le premier effet est lié au mode de calcul du niveau de vie. Ainsi, l'arrivée d'un nouvel enfant dans un ménage conduit à augmenter de 0,3 le nombre d'unités de consommation du ménage : à revenu du ménage inchangé, cela conduit donc à une diminution du niveau de vie. À l'inverse, les transferts sociaux et fiscaux jouent dans le sens d'une augmentation du revenu disponible du ménage, donc du niveau de vie. Tout d'abord, dans le cas de l'impôt sur le revenu, le quotient familial augmente jusqu'à un certain plafond et entraîne une baisse de l'impôt pour les ménages imposables. La prime pour l'emploi (PPE) constitue un crédit d'impôt pour les

### 1. Évolution du niveau de vie de cas types suite à la naissance d'un enfant

	Salaires perçus par le ménage <sup>1</sup>							en %
	Pas de salaire	0,5 Smic	1 Smic	1,5 Smic	2 Smic	2,5 Smic	3 Smic	
<b>Aucun des enfants présents n'a moins de 3 ans</b>								
Personne seule	17	18	8	1	-7	-10	-10	
Famille monoparentale avec 1 enfant	18	16	6	3	-2	-4	-7	
Famille monoparentale avec 2 enfants	16	15	8	5	3	-2	-3	
Couple sans enfant	-8	-8	-8	-11	-18	-17	-18	
Couple avec 1 enfant	11	8	1	-2	-7	-11	-9	
Couple avec 2 enfants	13	12	4	2	-1	-5	-8	
<b>Variante : l'enfant présent le cas échéant a moins de 3 ans</b>								
Personne seule	17	18	8	1	-7	-10	-10	
Famille monoparentale avec 1 enfant	-1	0	-5	-6	-10	-10	-12	
Famille monoparentale avec 2 enfants	1	2	-2	-3	-4	-8	-7	
Couple sans enfant	-8	-8	-8	-11	-18	-17	-18	
Couple avec 1 enfant	-3	-4	-7	-9	-12	-15	-13	
Couple avec 2 enfants	1	0	-4	-5	-6	-10	-11	

1. Il s'agit de ménages fictifs dont on fait varier le revenu. La législation fiscale et sociale est celle de 2008, autrement dit, le barème des prestations familiales reçues est celui en vigueur en 2008 et l'impôt sur le revenu est celui acquitté en 2009 sur les revenus 2008. À partir d'un salaire de 1 Smic (soit 1 040 euros nets en 2008), on suppose que les salaires du père et de la mère sont identiques. Pour 0,5 Smic, un seul parent perçoit un salaire. Pour le calcul des allocations logement, les ménages sont supposés locataires en région parisienne. On ne prend pas en compte les prestations de la Paje liées à la garde des enfants (complément de libre-choix d'activité et complément mode de garde).

Lecture : le niveau de vie des ménages d'une personne seule et ayant perçu en 2008 des salaires pour un total de 2 Smic diminue de 7 % suite à la naissance d'un enfant.

Source : Insee, calcul des auteurs.

personnes en emploi (salariées et non salariées) disposant de faibles revenus d'activité professionnelle. Placée sous conditions de ressources, conditions qui dépendent du nombre de demi-parts fiscales, elle est calculée selon le revenu d'activité et le temps de travail des actifs du ménage. Elle est attribuée aux personnes ayant perçu plus de 0,3 Smic (Salaire minimum interprofessionnel de croissance) sur l'année avec une rémunération en équivalent-temps plein inférieure à 1,4 Smic. Outre cette condition de revenus d'activité individuelle, le travailleur doit appartenir à un foyer fiscal déclarant un revenu inférieur à un plafond dépendant de l'activité familiale. L'arrivée d'un nouvel enfant peut donc permettre à certains ménages de bénéficier de la PPE alors qu'ils n'en bénéficiaient pas auparavant : c'est le cas par exemple de couples sans enfant dont les revenus d'activité sont inchangés et dont les revenus du ménage se situaient entre 2 et 2,5 fois le plafond familial de la PPE.

Du côté des prestations sociales, les allocations familiales sont attribuées sans condition de ressources dès le deuxième enfant et le montant versé augmente avec le nombre d'enfants. Dans le cadre de la Prestation d'accueil du jeune enfant (Paje), une prime de naissance et une allocation de base sont versées sous conditions de ressources, la seconde prestation étant versée tous les mois et jusqu'aux 3 ans de l'enfant. Le barème des allocations logement est également sous conditions de ressources et dépend de la taille de la famille : lorsque celle-ci s'agrandit, un droit aux allocations logement peut être ouvert, ou le montant de la prestation peut augmenter. Enfin, pour les plus démunis, les minima sociaux augmentent à l'arrivée d'un nouvel enfant dans les familles bénéficiaires (les données utilisées ici sont antérieures à la mise en place du Revenu de solidarité active - rSa). Néanmoins, les prestations familiales sont prises en compte dans le calcul du montant du Revenu minimum d'insertion (RMI) et de l'Allocation parent isolé (API), si bien que l'augmentation des prestations familiales liée à l'arrivée d'un nouvel enfant est neutralisée par leur prise en compte dans la base ressources de calcul de ces minima sociaux. Au final, quelques cas types permettent de se rendre compte de la diversité des situations selon le nombre d'enfants déjà présents dans le ménage et selon les niveaux de salaire perçus par le ou les parents.

Lorsque le salaire du ménage est égal à un Smic ou un demi-Smic, et sous l'hypothèse de situations professionnelles inchangées, la naissance d'un enfant conduit théoriquement à court terme à une hausse du niveau de vie, sauf pour les couples sans enfant, et les couples avec enfants lorsque l'aîné a moins de 3 ans. Dans ce dernier cas, cela résulte de l'allocation de base versée (dans le cadre de la Paje) sous condition de ressources en présence d'un enfant de moins de 3 ans, dont le montant est indépendant du nombre d'enfants de moins de 3 ans. Lorsque le salaire du ménage est supérieur à un Smic, il y a peu de situations où le niveau de vie augmente après la naissance d'un enfant. C'est le cas des personnes seules, ou des familles monoparentales, lorsque les enfants présents ont plus de 3 ans. Sans prétendre à l'exhaustivité, les cas types étudiés montrent des variations de niveau de vie qui peuvent être importantes, entre - 18 % et 18 %.

L'exercice des cas types a plutôt une vocation illustrative et ne rend pas compte de la diversité des situations, ni des autres modifications qui peuvent s'opérer dans le ménage à la naissance d'un enfant. Par exemple, l'activité au sein du ménage peut diminuer pour assurer la garde du jeune enfant, que cette diminution soit voulue pour les parents désirant se consacrer à plein temps à la garde de leur enfant ou subie en l'absence de mode de garde. La naissance d'un enfant dans une famille monoparentale peut également conduire à une modification de la composition du ménage lorsque les parents décident de vivre ensemble. Le panel Statistiques sur les revenus et les conditions de vie des ménages (*SRCV, encadré 1*) permet d'approfondir la connaissance des mécanismes à l'œuvre en suivant les revenus, la composition et l'activité des mêmes ménage au cours du temps.

### Les différents panels mobilisés

Deux types de panels ont été constitués dans le cadre de cette étude. Ils s'appuient tous les deux sur le dispositif SRCV (voir *annexe Sources et méthodes*). Lorsqu'on étudie les variations de niveaux de vie entre l'année précédant la naissance d'un enfant et l'année suivant cette naissance, on utilise des panels triennaux. Lorsqu'on modélise le niveau de vie des ménages en faisant apparaître la naissance dans les variables descriptives, on s'appuie sur un panel de 4 ans. Ce dernier résulte de la diffusion courante de SRCV et s'appuie sur un échantillon de 2 898 ménages.

La principale contrainte s'exerçant sur les panels triennaux est relative à l'observation des variables pendant les trois années pour pouvoir repérer tout à la fois les évolutions entre les années extrêmes et les changements intervenus dans l'année intermédiaire. Pour cette raison, le panel est cylindré et ne contient alors que les ménages présents et répondants pendant trois années consécutives. On constitue donc deux sous-panels, le premier sur les revenus 2003 - 2005 (personnes enquêtées en 2004 - 2006) et le second sur 2004 - 2006 (personnes enquêtées en 2005 - 2007). Des poids ont été calculés par calage généralisé. Ces pondérations doivent permettre de retrouver les ordres de grandeur des nombres de ménages et de naissances en France métropolitaine. Ainsi, on trouve 24 millions de ménages pour le premier panel alors que l'Insee

dénombré 25,7 millions de ménages en 2005 en France métropolitaine. De même, on obtient 698 500 naissances en 2005 contre 774 000 dénombrées par l'Insee. Cette sous-estimation s'explique en partie par les deux raisons suivantes. La première est un phénomène d'attrition du panel que la correction de la non-réponse ne prend qu'imparfaitement en compte. La seconde raison est que cette étude nécessite une présence du ménage dans le panel durant trois années consécutives. En effet, certains ménages ont un poids alors qu'ils ont été absents (ils n'ont pas répondu à l'enquête) au moins une des trois années d'observation. Or, la contrainte de l'étude des évolutions des caractéristiques des ménages tout le long de la période impose la construction d'un panel cylindré, c'est-à-dire pour lequel les ménages sont présents les trois années. De ce fait, les estimations que l'on obtient sous-estiment nécessairement les totaux. On perd ainsi par exemple 85 000 naissances à cause de cette perte de ménages échantillonnés sur les naissances de 2004.

Enfin, les panels sont restreints aux ménages où aucun des membres n'est à la retraite. À partir de cette sélection, on obtient un panel 2003 - 2005 constitué de 3 744 ménages dont 159 ont connu une naissance en 2004 et un panel 2004 - 2006 composé de 3 894 ménages dont 174 ont connu une naissance en 2005.

## Des évolutions de niveau de vie moins favorables dans les ménages ayant connu une naissance...

La naissance provoque en moyenne un « décrochage » du niveau de vie par rapport à celui du reste de la population : les ménages concernés perdent 2 à 11 % de leur niveau de vie entre l'année précédant la naissance et celle lui succédant immédiatement<sup>1</sup> (*figure 2*). Cette évolution est différente de celle du niveau de vie des ménages du reste de la population non retraitée au sein desquels la femme a moins de 50 ans : il augmente en moyenne de 7 à 9 %.

Cette évolution d'ensemble résulte des évolutions particulières des revenus d'activité, des prestations sociales, des impôts directs et de la modification de la taille du ménage (*encadré 2*). Les revenus d'activité des ménages avec une naissance diminuent alors que ceux du reste de la population augmentent. Cette différence d'évolution explique la quasi-totalité de la différence de dynamisme du niveau de vie entre les deux populations. En effet, les

1. On observe l'évolution du niveau de vie entre l'année suivant la naissance et celle la précédant afin de gommer les effets du mois de naissance. Cela permet de capter l'ensemble des conséquences, notamment en termes de variation d'activité et de prestations versées.

prestations sociales et la fiscalité compensent grosso modo et en moyenne la variation du nombre d'unités de consommation. C'est donc le coût en termes de réduction, voire d'arrêt d'activité et d'impact sur la « carrière » qui explique le décrochage, la collectivité semblant en moyenne amortir le surcoût lié à l'arrivée d'une personne supplémentaire dans le ménage. Par ailleurs, la contribution moyenne du nombre d'Unité de consommation (UC) est conforme à ce que l'on pouvait attendre étant donnés les effets théoriques présentés ci-dessus (autour de - 16 %). Enfin, la fiscalité joue un rôle assez marginal comparativement aux prestations sociales qui semblent extrêmement sensibles à l'arrivée d'un nouveau-né.

Ces premiers éléments descriptifs mettent en évidence un effet du comportement d'activité qui n'apparaissait pas dans les cas types. Toutefois, la comparaison des évolutions de niveau de vie entre les ménages qui ont connu une naissance et ceux qui n'en ont pas connu pourrait relever également d'effet de composition entre les deux populations. Par exemple, l'âge moyen des personnes de référence des ménages ayant connu une naissance est moins élevé que celui de la population de comparaison, bien que celle-ci ne couvre que les ménages au sein desquels les femmes ont moins de 50 ans. De même, les évolutions individuelles de niveau de vie varient suivant les caractéristiques des populations, si bien qu'il est nécessaire de prendre en compte ces effets de composition. Afin de faire la part entre les principaux facteurs pouvant jouer sur l'évolution du niveau de vie [Jauneau et Raynaud, 2009], un modèle économétrique est utilisé, intégrant les modifications qui interviennent dans le ménage entre 2003 et 2006 (encadré 3). On dispose de 2 898 ménages suivis pendant quatre années. Les déterminants de l'évolution du niveau de vie sont relatifs à la situation sur le marché du travail (intensité de l'emploi dans le ménage et catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence) et à la composition du ménage (naissances, âges des enfants, mono ou bi-parentalité). On tient ainsi compte de la présence d'un enfant de 14 ans dans le ménage afin de contrôler l'effet de l'augmentation de 0,2 unité de consommation lors du passage à 14 ans. Enfin, on tient également compte de la présence d'un enfant de 16 ans, âge à partir duquel celui-ci entre dans le calcul de l'intensité de l'emploi (encadré 4) et les allocations familiales sont majorées.

Le modèle mis en oeuvre permet ainsi d'étudier l'impact d'une naissance intervenue au cours de l'année précédente sur le niveau de vie de l'année courante<sup>2</sup>.

## 2. Décomposition moyenne de l'évolution des niveaux de vie des ménages, hors inflation, selon la survenue ou non d'une naissance

	Naissance en 2004		Naissance en 2005	
	Oui	Non	Oui	Non
<b>Variation du revenu disponible</b>	<b>6,4</b>	<b>10,7</b>	<b>15,0</b>	<b>8,4</b>
<i>dont variation due à la variation ...</i>				
des revenus d'activité	- 6,4	13,7	- 3,6	11,5
des prestations sociales	11,5	1,2	15,6	0,4
des impôts directs	1,3	- 4,2	2,9	- 3,6
<b>Variation du niveau de vie</b>	<b>- 11,1</b>	<b>9,3</b>	<b>- 2,7</b>	<b>7,2</b>
<i>dont variation due à la variation des UC</i>	- 16,5	- 1,3	- 15,3	- 1,1

Champ : France métropolitaine, ménages présents panel 2004 à 2006 ou 2005 à 2007 selon l'année de naissance observée, dont la personne de référence et son conjoint le cas échéant ne sont pas retraités et dont la femme a moins de 50 ans.

Lecture : les ménages ayant eu une naissance en 2005 ont connu une diminution de 2,7 % de leur niveau de vie, qui se décompose principalement en une augmentation de 15 % liée à l'évolution de leur revenu disponible et une diminution de 15,3 % liée à la variation du nombre d'unités de consommation.

Source : Insee, SRCV, panel 2004-2006 pour naissance en 2004 et panel 2005-2007 pour naissance en 2005.

2. Le coefficient de la naissance l'année précédente mesure l'effet marginal d'une naissance sur le niveau de vie.

## ... qui s'expliquent par des changements de comportement d'activité

Si l'on ne prend pas en compte dans le modèle les évolutions de l'activité des parents, le fait d'avoir un enfant affecte négativement le niveau de vie. Avoir un enfant fait baisser significativement le niveau de vie l'année suivant la naissance de 2,3 %, soit une diminution plus limitée que celle constatée dans les statistiques descriptives (figure 3). Mais lorsque l'on contrôle par l'intensité d'emploi, il n'y a plus d'effet significatif de la naissance d'un enfant. Si le père ou la mère ne réduit pas son activité après la naissance de l'enfant, il semble que le système socio-fiscal compense en moyenne la perte de niveau de vie due à l'augmentation du nombre d'unités de consommation dans le ménage. Mais, dans les faits, la naissance s'accompagne d'une diminution de l'activité au sein du ménage, ce qui engendre une baisse des revenus qui n'est pas compensée par les impôts et les prestations sociales, bien que la réduction d'activité soit en partie compensée par le complément libre choix d'activité de la Paje.

Le modèle mis en œuvre suppose que le niveau de vie n'influe pas sur la décision d'avoir un enfant. Pourtant le passage de la fécondité « contrainte » à la fécondité « choisie » conduit à une quasi-généralisation de l'enfant désiré et programmé [Régnier-Loilier et Solaz, 2010]. Les conditions matérielles déterminent fortement la décision d'avoir un premier enfant [Mazuy, 2009]. S'il est difficile d'observer le désir d'enfant, J. Hobcraft et K. Kiernan [1995] ont listé cinq conditions nécessaires à la réalisation de ce désir : la première est que l'enfant naisse dans un couple cohabitant. Les quatre autres conditions sont matérielles : avoir fini ses études ou sa formation, avoir un emploi, disposer de son propre logement et avoir un sentiment général de sécurité. Même s'il ne s'agit que du désir d'enfant, la perspective d'évolution du niveau de vie entre bien dans ces conditions matérielles. Il est alors important d'essayer d'évaluer si le niveau de vie a une influence sur la survenue d'une naissance. Si la décision d'avoir un enfant était liée à une anticipation d'une hausse des revenus de la famille, le niveau de vie des familles dans

### 3. Influence propre de facteurs familiaux et socio-économiques sur l'évolution du niveau de vie

	Sans intensité d'emploi		Avec intensité d'emploi	
	coefficient	seuil de significativité <sup>1</sup>	coefficient	seuil de significativité
Naissance l'année précédente	- 0,023	*	- 0,004	n.s.
Intensité d'emploi			0,047	***
<b>Année d'enquête</b>				
2004	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
2005	0,046	***	0,040	***
2006	0,073	***	0,066	***
2007	0,105	***	0,092	***
<b>Situation familiale</b>				
Vit en couple	0,144	***	0,154	***
Enfant de 14 ans	- 0,036	***	- 0,033	***
Enfant de 16 ans	- 0,001	n.s.	0,001	n.s.
<b>Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence</b>				
Agriculteurs	0,075	n.s.	0,077	n.s.
Artisans, commerçants	0,149	***	0,149	***
Cadres	0,119	***	0,111	***
Professions intermédiaires	0,042	n.s.	0,047	*
<i>Employés</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Ouvriers	0,009	n.s.	0,012	n.s.
Autres	- 0,032	n.s.	0,025	n.s.
<b>Constante</b>	<b>9,523</b>	<b>***</b>	<b>9,211</b>	<b>***</b>

1. n.s. : non significativité ; \*\*\* : significativité au seuil de 1 % ; \*\* : au seuil de 5 % ; \* : au seuil de 10 %.

Champ : France métropolitaine, ménages présents de 2004 à 2007 et dont la personne de référence et son conjoint le cas échéant ne sont pas retraités.

Lecture : le fait d'avoir eu une naissance conduit à une diminution du niveau de vie du ménage de 2,3 % si on ne contrôle pas de la variation d'intensité d'emploi dans le ménage.

Source : Insee, SRCV - panels 2004 - 2007.

lesquelles naîtrait un enfant augmenterait sans que cela ne soit lié à la naissance. Pour tester un tel effet, un modèle économétrique a été mis en œuvre (*encadré 5*). En plus du niveau de vie l'année précédant la naissance, les variables retenues car explicatives de la naissance sont : la présence d'un conjoint, le fait que ce dernier soit âgé de 20 à 30 ans ou de 30 à 40 ans, qu'il ait accédé à un contrat à durée indéterminée l'année précédant la naissance, ou l'année de la naissance, le fait que le ménage vive en couple l'année précédant la naissance, et la durée séparant l'année de naissance de la date d'emménagement dans le logement.

Ce second modèle confirme les résultats déjà obtenus : l'effet de la naissance sur le niveau de vie est négatif et s'explique essentiellement par une baisse de l'intensité d'emploi du ménage. Il permet également d'invalider l'hypothèse d'une influence du niveau de vie sur la survenue d'une naissance. ■

---

### Pour en savoir plus

Bac C., Legendre F., Mahieu R. et Thibault F., « La Taxe d'habitation : une affaire de famille et de niveau de vie. », *Économie Sociale et Droit*, éd. par Bourreau-Dubois et Jeandidier. XXVI<sup>es</sup> Journées de l'AÉS, L'Harmattan, p. 133-146. – Nancy, 2006.

Hobcraft J. et Kiernan K., "Becoming a parent in Europe", European Population Conference Conference, Milan, 1995.

Jauneau Y. et Raynaud É., « Des disparités importantes d'évolutions de niveau de vie », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2009.

Lollivier S., « Économétrie avancée des variables qualitatives », *Économica*, 2006.

Marical F., « Les mécanismes de réduction des inégalités de revenus en 2008 », *Insee Références France, portrait social*, édition 2009.

Mazuy M., « Avoir un enfant : être prêts ensemble ? », *Revue des sciences sociales*, 2009.

Régnier-Loilier A. et Solaz A., « La décision d'avoir un enfant : une liberté sous contraintes », *Politiques sociales et familiales* n° 100, Cnaf, 2010.

---



### Décomposition de l'évolution du niveau de vie

Le niveau de vie d'un ménage  $i$  pour l'année  $N$  est défini comme le revenu disponible ramené au nombre d'unités de consommation (UC).

$$NV_N^i = \frac{RD_N^i}{UC_N^i}$$

$N$  étant l'année de la naissance étudiée, l'évolution du niveau de vie entre  $N-1$  et  $N+1$  peut donc se décomposer en utilisant une approximation logarithmique puis en faisant apparaître la différence du taux de variation du revenu et celui des unités de consommation :

$$\frac{NV_{N+1}^i - NV_{N-1}^i}{NV_{N-1}^i} \approx \ln\left(\frac{NV_{N+1}^i}{NV_{N-1}^i}\right) = \ln\left(\frac{RD_{N+1}^i}{RD_{N-1}^i}\right) - \ln\left(\frac{UC_{N+1}^i}{UC_{N-1}^i}\right) \approx \frac{RD_{N+1}^i - RD_{N-1}^i}{RD_{N-1}^i} - \frac{UC_{N+1}^i - UC_{N-1}^i}{UC_{N-1}^i}$$

Toutefois, cette décomposition reste approximative en cas de forte variation du niveau de vie.

Pour simplifier la lecture, on pose que la contribution du nombre d'UC au niveau de vie est égale à l'opposé de son taux de variation :

$$\text{ContribUC}^i = -\frac{UC_{N+1}^i - UC_{N-1}^i}{UC_{N-1}^i}$$

Enfin le revenu disponible peut s'écrire comme la somme des revenus d'activité et des prestations sociales de laquelle on soustrait les impôts directs :

$$RD_N^i = RA_N^i + PS_N^i - ID_N^i$$

Les revenus du patrimoine et les transferts entre ménages sont ici assimilés aux « revenus d'activité ». Ceci revient implicitement à supposer que la différence de dynamique du revenu entre les ménages avec une naissance et le reste du panel n'est due qu'à ces trois éléments et que les variations (sur trois ans) des transferts entre ménages et des revenus du patrimoine sont négligeables dans l'explication du différentiel d'évolution de leur niveau de vie.

La croissance du revenu disponible peut se décomposer comme :

$$\begin{aligned} \frac{RD_{N+1}^i - RD_{N-1}^i}{RD_{N-1}^i} &= \frac{RA_{N+1}^i - RA_{N-1}^i}{RD_{N-1}^i} + \frac{PS_{N+1}^i - PS_{N-1}^i}{RD_{N-1}^i} - \frac{ID_{N+1}^i - ID_{N-1}^i}{RD_{N-1}^i} \\ &= \text{ContribRA}^i + \text{ContribPS}^i + \text{ContribID}^i \end{aligned}$$

Ce qui nous permet d'écrire :

$$\frac{NV_{N+1}^i - NV_{N-1}^i}{NV_{N-1}^i} \approx \text{ContribRA}^i + \text{ContribPS}^i + \text{ContribID}^i + \text{ContribUC}^i$$

### Encadré 3

#### Modélisation des niveaux de vie

Le modèle estimé s'appuie sur l'économétrie des données de panel et permet d'étudier l'impact d'une naissance l'année  $t-1$  sur le niveau de vie de l'année  $t$ . On utilise ainsi la modélisation suivante :

$$\ln nv_{it} = \gamma nais_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \text{ avec } \varepsilon_{it} = a_i + u_{it}$$

où  $\ln nv_{it}$  représente le logarithme du niveau de vie du ménage  $i$  l'année  $t$ ,  $nait_{it}$  le fait d'avoir eu une naissance l'année  $t-1$ ,  $X_{it}$  sont des variables de contrôle et la perturbation  $\varepsilon_{it}$  se décompose comme la somme d'un effet aléatoire individuel  $a_i$  et d'un bruit blanc  $u_{it}$  non corrélé à cet effet aléatoire.

On pourra contrôler par l'intensité d'emploi dans le ménage de manière à supprimer le biais éventuel induit par l'effet qu'a la naissance sur les comportements d'activité des membres du ménage.

Les variables de contrôle contiennent les indicatrices des années d'enquêtes et une indicatrice indiquant si les individus du ménage sont en couple.

Si les effets aléatoires individuels  $a_i$  sont corrélés aux variables explicatives  $nais_{it}$  et  $X_{it}$ , les estimations obtenues sont biaisées. Pour éviter cela, on élimine ces effets individuels soit en considérant les écarts à la moyenne par individu des variables expliquées et explicatives (un tel estimateur est appelé estimateur *within*), soit en différenciant les variables sur deux périodes consécutives.

Dans le cas présent, si l'on conserve l'effet individuel, les résultats sont différents : on obtient qu'une naissance n'a pas d'effet significatif sur le niveau de vie. On teste alors l'hypothèse d'exogénéité des effets fixes (test de Hausman). L'hypothèse d'exogénéité est alors rejetée au seuil de 1 %. L'estimateur obtenu dans le modèle *within* n'est donc pas efficace mais reste convergent.

Une modélisation alternative a été mise en œuvre : au lieu de considérer une indicatrice de la naissance, on intègre dans le modèle le nombre d'enfants du ménage l'année  $t$ . Ce second modèle évalue l'influence du nombre d'enfants sur le niveau de vie de la période courante. L'effet marginal mesure l'effet qu'un enfant supplémentaire a sur le niveau de vie. Il mesure donc bien l'impact d'une naissance. Pour tenir compte du mois de naissance de l'enfant, on modifie le nombre d'enfants l'année de la naissance de telle manière qu'il exprime le nombre d'enfants en moyenne dans le ménage au cours de l'année. Dans cette modélisation, un enfant supplémentaire est associé à une baisse du niveau de vie de près de 7 %, intégralement expliquée par la baisse d'intensité d'emploi qui accompagne la naissance.

### Encadré 4

#### L'indicateur d'intensité d'emploi

L'intensité d'emploi mesure la « quantité » d'emploi dans un ménage, relativement au nombre d'adultes (ici les personnes de plus de 16 ans) présents dans ce ménage. L'intensité d'emploi est définie de la façon suivante :

$$I = \text{Nombre de mois travaillés par les adultes du ménage} / \text{nombre d'adultes du ménage}$$

Cet indicateur a été construit pour tenir compte de la situation professionnelle de l'ensemble des membres des ménages (personne de référence du ménage, conjoint, mais aussi, par exemple, les enfants logés chez leurs parents et travaillant). Ainsi, pour un couple avec enfants dont le père travaille 12 mois dans l'année et la mère ne travaille pas,  $I = 6$ . Pour un couple ayant un enfant de plus de 16 ans qui travaille deux mois l'été et dont le père travaille 12 mois à temps plein et la mère 12 mois à mi-temps, on a  $I = [12 + (12 \times 0,5) + 2] / 3 = 6,7$ , etc.

Les durées en emploi ou au chômage permettent une caractérisation plus précise de la situation du ménage vis-à-vis de l'emploi que le statut « principal » sur l'année. Par exemple, une personne vivant seule et ayant comme calendrier d'activité 3 mois d'emploi et 9 mois de chômage en 2003 contre 7 mois d'emploi et 5 mois de chômage en 2005, n'est peut-être pas dans la même situation que celle qui passerait de 0 à 12 mois d'emploi. Si l'on considère simplement le statut principal sur l'année, on dira des deux personnes qu'elles sont passées du chômage à l'emploi, alors que l'on constatera simplement une hausse « modérée » de l'intensité d'emploi (qui passe de 3 à 7) pour la première.

### Appréhender l'influence du niveau de vie sur la naissance

Pour tester l'endogénéité du niveau de vie, le modèle probit bivarié suivant est estimé [Lollivier, 2006] :

$$\begin{cases} y_i^* = X_{i,1}' \beta_1 + \delta N_i + u_{i,1} \\ N_i^* = X_{i,2}' \beta_2 + \gamma y_i + v_i \end{cases}$$

où  $y_i^*$  désigne le taux d'évolution du niveau de vie du ménage  $i$  entre l'année  $N-1$  et  $N$ . Il s'agit de la variable latente associée à l'indicatrice  $y_i$  indiquant si le ménage connaît une évolution favorable de son niveau de vie : si  $y_i^* > 0$  alors  $y_i=1$  et sinon  $y_i=0$ .  $N_i$  désigne l'indicatrice indiquant si le ménage  $i$  a connu une naissance au cours de l'année  $N$ , et  $N_i^*$  est la variable latente associée (si  $N_i^* > 0$  alors  $N_i=1$  et sinon  $N_i=0$ ).  $X_{i,1}$  et  $X_{i,2}$  sont des variables de contrôle.

Afin de modéliser une éventuelle endogénéité due à la corrélation des résidus, nous supposons que le vecteur  $\begin{pmatrix} u_{i,1} \\ v_i \end{pmatrix}$  suit une loi normale

$$N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right)$$

Cette modélisation permet de tester facilement la corrélation entre les résidus en procédant à un test de l'hypothèse  $H_0 : \rho = 0$  contre  $H_a : \rho \neq 0$

Certaines contraintes d'identification doivent être imposées afin d'estimer tous les paramètres. Comme dans tout modèle probit, les variances des résidus ne sont pas identifiables et par conséquent la première restriction consiste à les normaliser à 1. Ensuite, les résidus des équations latentes n'étant *a priori* pas indépendants, les paramètres de l'équation de niveau de vie ne peuvent pas être identifiés si les variables de contrôle de l'évolution du niveau de vie incluent toutes celles de la survenue d'une naissance. La contrainte d'identification est donc qu'au moins l'une des variables explicatives de la survenue d'une naissance soit exclue de l'équation d'évolution du niveau de vie. Ainsi, en plus du niveau de vie l'année précédant la naissance, les variables retenues car explicatives de la naissance sont : la présence d'un conjoint, le fait qu'il soit âgé de 20 à 30 ans ou de 30 à 40 ans, qu'il ait accédé à un contrat à durée indéterminée l'année précédant la naissance, ou l'année de la naissance, le fait que le ménage vive en couple l'année précédant la naissance, et la durée séparant l'année de naissance de la date d'emménagement dans le logement.

On retrouve ici le résultat obtenu avec le premier modèle de panel (sans prise en compte de l'endogénéité) : l'effet de la naissance sur le niveau de vie est négatif, mais son impact n'est plus significatif lorsque l'on ajoute l'intensité d'emploi dans les variables de contrôle (*figure*).

Les résultats du test ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation. L'hypothèse d'endogénéité du niveau de vie sur la survenue d'une naissance peut donc être rejetée.

Encadré 5 (suite)

### Influence propre de facteurs familiaux et socioéconomiques sur l'évolution du niveau de vie avec prise en compte de l'endogénéité

	2003/2005				2004/2006			
	Sans intensité d'emploi		Avec intensité d'emploi		Sans intensité d'emploi		Avec intensité d'emploi	
	coeff.	seuil de significativité <sup>1</sup>	coeff.	seuil de significativité	coeff.	seuil de significativité	coeff.	seuil de significativité
<b>Différence de l'intensité d'emploi entre l'année n-1 et n+1</b>			<b>0,098</b>	<b>***</b>			<b>0,125</b>	<b>***</b>
<b>Événement familial survenu en N</b>								
Mise en couple	0,272	*	0,457	***	0,188	n.s.	0,530	***
Séparation	-0,474	***	-0,644	***	-0,529	***	-0,729	***
Naissance	-1,107	**	-0,541	n.s.	-0,755	*	-0,018	n.s.
<b>Événement professionnel survenu l'année n</b>								
Retour à l'emploi de la personne de référence	-0,195	n.s.	-0,334	**	-0,220	*	-0,346	***
Retour à l'emploi du conjoint	0,051	n.s.	-0,022	n.s.	-0,007	n.s.	-0,150	n.s.
Perte d'emploi de la personne de référence	-0,620	***	-0,397	***	-0,457	***	-0,161	n.s.
Perte d'emploi du conjoint	-0,254	**	-0,175	n.s.	-0,282	**	-0,157	n.s.
<b>Niveau de vie l'année n-1</b>	<b>0</b>	<b>***</b>	<b>0</b>	<b>***</b>	<b>0</b>	<b>***</b>	<b>0</b>	<b>***</b>
<b>Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence</b>								
Agriculteur	-0,431	***	-0,460	***	-0,725	***	-0,748	***
Artisan, commerçant, chef d'ent.	0,115	n.s.	0,053	n.s.	-0,129	n.s.	-0,192	n.s.
Cadre, prof. intellectuelle supérieure	0,718	***	0,674	***	0,534	***	0,543	***
Profession intermédiaire	0,312	***	0,275	***	0,192	**	0,192	**
Employé	0,124	*	0,108	n.s.	-0,019	n.s.	-0,031	n.s.
Ouvrier	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Sans activité professionnelle (hors retraité)	0,092	n.s.	0,031	n.s.	-0,274	*	-0,317	**
Nombre de passages à 16 ans	0,133	**	0,134	**	-0,051	n.s.	-0,039	n.s.
Nombre de passages à 14 ans	-0,421	***	-0,408	***	-0,304	***	-0,282	***
<b>Constante</b>	<b>1,186</b>	<b>***</b>	<b>1,131</b>	<b>***</b>	<b>1,282</b>	<b>***</b>	<b>1,208</b>	<b>***</b>
p valeur associée au test H0 : rho = 0 contre Ha : rho différent de 0			0,3789		0,8416		0,4454	
							0,7100	

1. n.s. : non significativité ; \*\*\* : significativité au seuil de 1 % ; \*\* : au seuil de 5 % ; \* : au seuil de 10 %.

Champ : France métropolitaine, ménages présents panel 2004 à 2006 ou 2005 à 2007 selon l'année de naissance observée et dont la personne de référence et son conjoint le cas échéant ne sont pas retraités.

Lecture : la probabilité d'une hausse du niveau de vie entre 2003 et 2005 est plus faible lorsqu'un enfant est né en 2004 qu'en l'absence de naissance et que l'on ne tient pas compte des variations d'intensité d'emploi.

Source : Insee, SRCV – panels 2004–2006 et panels 2005–2007.