

Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural

par

Euan Phimister*, Esperanza Vera-Toscano et Alfons Weersink*****

N° 153

11F0019MPF N° 153

ISSN: 1200-5231

ISBN: 0-660-96429-5

Prix: 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

Études de la Famille et du Marché du travail
24^{ième} étage, Immeuble R.H.Coats
Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada (613) 951-3692
Télécopieur (613) 951-5403

Janvier 2001

- * (Département d'économie, université d'Alicante, Espagne et Arkleton Centre for Rural Development Research, université d'Aberdeen, Royaume-Uni)
- ** (Département d'économie et Arkleton Centre for Rural Development Research, université d'Aberdeen, Royaume-Uni)
- *** (Département d'économie et de gestion des entreprises agricoles, université de Guelph, Canada)

Esperanza Vera-Toscano a participé à la rédaction du présent article en vertu d'une allocation de recherche de Statistique Canada. Nous sommes reconnaissants à cet organisme de nous avoir autorisés à utiliser ses données et de nous avoir apporté son soutien financier. Les mises en garde habituelles s'appliquent.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada. Le nom des auteurs est inscrit en ordre alphabétique.

Also available in English

Table des matières

<i>Introduction</i>	<i>1</i>
<i>Modèle d'activité</i>	<i>3</i>
Spécifications économétrique	3
Décomposition	4
<i>Déscriptions des données et définitions</i>	<i>5</i>
<i>Analyse descriptive</i>	<i>6</i>
<i>Résultats de l'estimation</i>	<i>7</i>
<i>Résultats de la décomposition</i>	<i>9</i>
<i>Sommaire et conclusions</i>	<i>9</i>
<i>Références</i>	<i>16</i>

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Résumé

Dans le présent article, un modèle dynamique de l'emploi des femmes a été estimé à partir de l'échantillon rural et de l'échantillon urbain utilisés durant les quatre premières années de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (1993 à 1996). Les résultats attestent qu'il existe des différences significatives entre les marchés du travail rural et urbain. Cependant, contrairement à ce que l'on affirme souvent, ces écarts ne semblent pas être attribuables à un manque de garderies, à des différences relatives au rendement du capital humain ou encore à des attitudes plus « traditionnelles » à l'égard du rôle de la femme en milieu rural. Les résultats suggèrent également une segmentation du marché du travail rural, des différences manifestes ayant été observées relativement au taux d'emploi des femmes appartenant à un ménage à faible revenu, comme en témoignent les résultats de la décomposition.

Classification du JEL: J21; J16; R23

Mots clés: régions rurales, activité des femmes, participation à la vie active

Introduction

Par le passé, le taux d'emploi des femmes vivant dans les régions rurales d'Amérique du Nord a été bien inférieur à celui de leurs homologues des régions urbaines (Bollman, 1992; Fuguitt, Brown et Beale, 1989). Ces différences peuvent être en partie attribuables au fait que, de par son fonctionnement, le marché du travail rural défavorise tout particulièrement certains groupes, les femmes entre autres (Shaffer, 1998). Par exemple, il appert que les femmes sont beaucoup plus sous-employées dans les régions rurales (ou plus précisément non métropolitaines), et d'une façon plus générale, les écarts de revenu et de salaire entre les régions rurales et les régions urbaines sont bien documentés (Renkow, 1996; Stabler, 1999).

Le présent document vise principalement à analyser les causes de cette disparité entre les régions rurales et les régions urbaines au chapitre du taux d'emploi des femmes, tout en mettant l'accent sur les différences relatives à la persistance ou à la continuité des tendances de l'emploi des femmes. À l'aide des données d'une enquête canadienne par panel, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, nous estimerons un modèle dynamique de l'emploi des femmes afin de comparer les échantillons ruraux et urbains.

Sur le marché du travail rural, il se peut que le jeu de l'offre et de la demande défavorise les femmes et, par conséquent, explique pourquoi ces dernières affichent un taux d'emploi plus faible. Certains soutiennent que les régions rurales, caractérisées par des emplois peu rémunérés qui exigent moins de compétences, sont le théâtre d'une division territoriale du travail (Barkley, 1995); que le rendement du capital humain pourrait être moindre dans les marchés du travail ruraux (Freshwater, 1997); que, en général, la demande de main-d'œuvre est insuffisante en milieu rural (Lichter et Constanzo, 1987; Stabler, 1999). En outre, comme la main-d'œuvre n'est pas assez mobile, le marché du travail rural se distingue par des salaires réels plus bas et est plus sensible aux chocs macroéconomiques (Renkow, 1996; Rhoades et Renkow, 1998; Tokle et Huffman, 1991). Pour ce qui est de l'offre, on affirme que les attitudes traditionnelles à l'égard du rôle de la femme, le manque de garderies et les problèmes de transport en milieu rural sont des entraves importantes à l'emploi des femmes dans un cadre structuré (Shaffer; Lichter, Beaulieu, Findeis et Teixeira, 1991).

Par ailleurs, les différentes dynamiques de l'emploi des femmes en milieu rural peuvent contribuer à accroître les écarts observés entre les régions rurales et les régions urbaines. Les études générales portant sur l'emploi des femmes font ressortir son degré élevé de persistance ou de continuité ainsi qu'une distinction manifeste entre celles qui sont occupées et celles qui ne le sont pas. Certains affirment que les coûts fixes inhérents à l'emploi (à savoir, les coûts de recherche d'emploi) s'avèrent une importante cause de cette persistance (Boothby, 1984; Heckman et Willis, 1977; Nakamura et Nakamura 1985, 1994; Shaw, 1994). Sur le marché du travail rural, qui est plus restreint, il appert que le déséquilibre entre les compétences professionnelles offertes et exigées est plus marqué, ce qui laisse entendre un appariement moins efficace des offres et des demandes d'emploi et, par conséquent, des coûts supérieurs de recherche d'emploi (Lichter et Constanzo, 1987). Si ces coûts sont plus élevés, on peut s'attendre à ce que la mobilité de la population active rurale soit réduite et donc que l'emploi soit plus durable. De plus, on a suggéré que la continuité de l'offre de travailleuses serait moins grande en milieu rural (Findeis et Jensen, 1998; Ollenburger, Granna et Moore, 1989).

Au-delà de la question générale de l'efficacité du marché du travail rural par opposition aux autres marchés (Shaffer, 1998), il s'avère particulièrement pertinent, dans l'optique de la

dynamique du faible revenu, de déterminer si le fonctionnement du marché rural est un obstacle à l'emploi des femmes. Bien que l'on retrouve davantage de personnes économiquement faibles dans les régions rurales que dans les régions urbaines (et que leur nombre soit en hausse aux États-Unis), les données probantes empiriques laissent néanmoins entendre que, pour sortir du faible revenu, l'obtention d'un emploi joue un rôle déterminant (Bane et Ellwood, 1996; Lichter Johnson et McLaughlin, 1994). En outre, comme au terme de la réforme de l'aide sociale mise en branle récemment (du moins aux États-Unis), les bénéficiaires sont de plus en plus obligés de travailler, on craint que les travailleurs en milieu rural ne soient encore plus défavorisés (Porterfield, 1998).

Les études empiriques antérieures qui faisaient appel à des modèles standard d'offre de main-d'œuvre pour représenter la décision d'emploi des femmes des régions rurales (ou des épouses des agriculteurs) étaient assujetties à une contrainte, soit que seules des analyses transversales statiques étaient accessibles. De plus, peu d'études ont comparé les régions rurales et les régions urbaines afin de vérifier l'existence de différences entre les entraves à l'emploi en milieu rural (Tokle et Huffman, 1991). Dans des travaux réalisés récemment, Findeis et Jensen se sont penchés sur la dynamique de l'emploi dans le cadre d'une analyse du sous-emploi en milieu rural. Cependant, d'un point de vue économique, le sous-emploi constitue une catégorie trop vaste et trop hétérogène pour que l'on puisse distinguer les différents éléments de l'offre et de la demande de main-d'œuvre susceptibles d'être importants. Par ailleurs, les chercheurs n'ont pas explicitement tenu compte de l'impact de la continuité de l'activité et ne sont pas en mesure d'étudier bon nombre des différences éventuelles entre les régions rurales et urbaines qui ont été décrites dans les lignes qui précèdent, notamment les répercussions des enfants et d'autres caractéristiques du ménage. Le présent article se veut donc le prolongement des études antérieures en cela qu'il prend en considération les effets de la persistance de la situation vis-à-vis l'activité, tout en analysant systématiquement les différences entre les régions rurales et urbaines dans l'optique décrite par le modèle néo-classique d'offre de main-d'œuvre.

L'article est divisé comme suit. À la section 2, nous présenterons le modèle empirique et expliquerons pourquoi nous avons intégré la dépendance envers la situation vis-à-vis l'activité au modèle d'emploi classique. Nous décrirons également la méthode de décomposition que nous avons employée pour déterminer dans quelle mesure les écarts observables entre les régions rurales et urbaines peuvent être attribuables à des différences observées au chapitre de la structure, de la scolarité, de l'âge et de la structure démographique. La section 3 renferme une description des données, une définition des marchés du travail rural et urbain ainsi que des statistiques descriptives de la mobilité globale et de l'emploi des femmes des échantillons urbains et ruraux. En outre, les données probantes empiriques révèlent que les marchés du travail ne sont pas homogènes, ayant plutôt tendance à être scindés en marchés « primaires » et « secondaires » selon la profession et la branche d'activité (Leontardi, 1998). Par conséquent, pour mesurer les différences entre le marché secondaire des régions rurales et celui des régions urbaines, nous analyserons également les écarts entre les deux milieux au plan du taux d'emploi des femmes appartenant à un ménage à faible revenu. À la section 4, le modèle des facteurs associés à l'emploi est estimé pour l'échantillon englobant l'ensemble des femmes (qui tient compte des différences entre les régions rurales et urbaines) ainsi que pour l'échantillon des femmes qui font partie d'un ménage à faible revenu. Ces ensembles de résultats sont ensuite décomposés en différences expliquées par les écarts observés au chapitre de la structure des échantillons ruraux et urbains et en un résidu inexpliqué. La section 5 est consacrée à la conclusion.

Modèle d'activité

Spécification économétrique

Eu égard à la situation vis-à-vis l'activité, le modèle type d'activité ou de participation à la vie active suppose que l'individu i était soit occupé ($Y_{it}=1$), soit sans emploi ($Y_{it}=0$) durant une période donnée t . La décision relative à l'activité repose sur la maximisation d'une fonction d'utilité qui est tributaire de la consommation et des loisirs. L'individu participe à la vie active si la rémunération qui lui est versée sur le marché du travail est supérieure au coût d'opportunité du travail non rémunéré ou au salaire d'acceptation évalué à zéro heure de travail rémunéré (taux d'emploi). Les valeurs relatives du taux de salaire et du salaire d'acceptation varient selon l'individu et la conjoncture du marché de l'emploi résumée par le vecteur Z . Ce modèle d'activité type peut être représenté comme suit :

$$\text{prob}[Y_{it} = 1] = \Phi(\beta z_{it}) \quad (1)$$

où, aux fins du présent article, l'on présume que F correspond à la fonction de densité normale réduite cumulative et β , aux paramètres estimés mesurant l'impact des variables explicatives sur l'activité.

Les types de variable influant sur l'activité des femmes peuvent être classés dans trois catégories : le capital humain, les caractéristiques familiales et les caractéristiques régionales. La scolarité et l'expérience sont des variables du capital humain qui augmentent généralement la probabilité de l'emploi, alors que le nombre d'enfants en bas âge est un exemple de caractéristique familiale qui réduit la probabilité de l'activité en augmentant le coût d'opportunité du travail rémunéré. Les caractéristiques régionales, par exemple le taux de chômage, influent sur le taux de salaire du marché et la probabilité de l'offre d'emploi.

La plupart des études sur l'activité sont généralement statiques, l'analyse étant fondée sur un ensemble de données transversales qui se rapportent à une seule période. Toutefois, on a amplement démontré que la situation vis-à-vis l'activité d'un individu influence la probabilité du travail au cours des périodes subséquentes (Boothby, 1984; Heckman et Willis, 1977; Nakamura et Nakamura 1985, 1994; Shaw, 1994). En théorie, la dépendance intertemporelle des situations d'activité peut être attribuable à divers facteurs. Selon Heckman et Willis, les coûts transactionnels inhérents à la recherche d'emploi ou à l'embauche peuvent faire en sorte que l'activité est tributaire de la situation. D'une façon plus formelle, Burdett et coll. ont démontré comment les revirements spectaculaires au chapitre du salaire offert à un individu et de la valeur du temps peuvent se traduire par des spécifications markoviennes dans les modèles d'activité. Cependant, la dépendance à l'égard de la situation peut également s'expliquer par la présence d'effets fixes qui dénotent soit des différences individuelles latentes dans les fonctions du salaire demandé et du salaire observé (Nakamura et Nakamura), soit tout simplement des différences dans les préférences individuelles (Nakamura et Nakamura, 1994). Nous avons modélisé les effets éventuels de la persistance ou de la continuité de l'emploi de la façon la plus simple possible, notamment en intégrant la variable retardée de la situation en tant que variable indépendante. Autrement dit, $\mathbf{z}'_{it} = [y_{it-1} \mathbf{x}'_{it}]$, où \mathbf{x}_{it} est l'ensemble des autres variables explicatives décrites ci-dessus¹.

¹ Le modèle avec retard peut être interprété comme une version restreinte d'un modèle de Markov, en cela que l'impact des variables indépendantes sur les probabilités de changement de situation prend deux formes, soit l'intégration du marché du travail ou la sortie du marché du travail.

Si, effectivement, le marché du travail rural ne fonctionne pas de la même façon que le marché urbain et si cela pose des problèmes particuliers pour les femmes, alors nous ne devons pas présumer que l'impact des variables explicatives ne dépend pas de l'endroit. Par exemple, si les femmes qui vivent en milieu rural doivent composer avec un rendement du capital humain inférieur à celui des régions urbaines, il s'ensuit que les variables du capital humain devraient avoir un effet moins positif sur le taux d'activité des femmes des régions rurales que sur celui de leurs homologues des régions urbaines. De même, si par exemple le manque de garderies impose un fardeau supplémentaire aux femmes des régions rurales, il faut donc s'attendre à ce que la présence d'enfants en bas âge – toutes choses étant égales par ailleurs – diminue davantage l'activité en milieu rural qu'en milieu urbain.

L'analyse susmentionnée se traduit par une extension simple du modèle d'activité (1) où l'impact des variables explicatives sur la probabilité qu'un individu travaille au cours de la période t peut varier selon l'endroit, c'est-à-dire :

$$prob[Y_{it} = 1] = \Phi(\mathbf{b}\mathbf{z}_{it} + \mathbf{d}\mathbf{z}_{it}d_{it}) \quad (2)$$

où d_{it} est une variable fictive de la «ruralité» (elle est égale à un si l'individu i vit en milieu rural durant la période t). Le vecteur paramétrique \mathbf{B} mesure l'impact des variables explicatives sur la probabilité de l'activité dans l'échantillon urbain, alors que le vecteur \mathbf{d} mesure l'effet du milieu rural pour chaque variable explicative. Au sein de cette structure, l'effet global du milieu rural est tout simplement mesuré par le test des hypothèses conjointes $H_0 : \mathbf{d} = \mathbf{0}$, tandis que l'impact global des variables explicatives dans l'échantillon rural correspond à $\mathbf{B} + \mathbf{d}$. De même, nous pouvons analyser les questions relatives aux individus, par exemple le fait que le rendement du capital humain puisse être moindre en milieu rural, en testant la signification des coefficients pertinents se rapportant à l'échantillon rural.

Décomposition

Dans le modèle simple proposé, les écarts entre les régions rurales et urbaines au chapitre du taux d'activité (voir tableau 1) peuvent avoir deux causes : les différences relatives à l'hétérogénéité observée (p. ex. l'âge, la structure de la scolarité et la structure démographique) et les différences relatives à l'impact des variables explicatives entre les deux échantillons. D'après Even et MacPherson, dès que les estimations de \mathbf{B} et de \mathbf{d} sont connues, il est possible de décomposer en ces deux éléments la différence entre les probabilités prévues moyennes des deux échantillons.

En fait, deux décompositions sont possibles selon que l'on utilise les coefficients estimés pour l'échantillon urbain (\mathbf{B}) ou pour l'échantillon rural ($\mathbf{B} + \mathbf{d}$) afin de calculer l'effet de l'hétérogénéité observée. La différence entre les probabilités prévues moyennes (pondérées) de l'activité des deux échantillons a été définie comme suit :

$$\bar{P}_U - \bar{P}_R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^U w_i \Phi(Z_{it}^U \hat{\mathbf{b}}) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^R w_j \Phi(Z_{jt}^R (\hat{\mathbf{b}} + \hat{\mathbf{d}}))$$

où Z_{it}^U, Z_{jt}^R sont les vecteurs des valeurs des variables explicatives pour les i -ème et j -ème membres de l'échantillon urbain et de l'échantillon rural, respectivement; w_i, w_j sont les coefficients de pondération individuels. En utilisant les coefficients de l'échantillon urbain, nous pouvons reformuler comme suit la décomposition :

$$\bar{P}_U - \bar{P}_R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\left[\sum_{i=1}^U w_i \Phi(Z_{it}^U \hat{\mathbf{b}}) - \sum_{j=1}^R w_j \Phi(Z_{jt}^R \hat{\mathbf{b}}) \right] + \left[\sum_{j=1}^R w_j \Phi(Z_{jt}^R \hat{\mathbf{b}}) - \sum_{j=1}^R w_j \Phi(Z_{jt}^R (\hat{\mathbf{b}} + \hat{\mathbf{d}})) \right] \right) \quad (3)$$

Élément expliqué Élément inexpliqué

Le premier terme correspond à la différence entre les probabilités moyennes prévues des deux échantillons si les coefficients estimés pour l'échantillon urbain sont appliqués. Nous pouvons ainsi déterminer dans quelle mesure la différence observée entre les probabilités prévues est « expliquée » par les différences relatives à la structure des deux échantillons. Le deuxième terme, l'élément inexpliqué, représente la différence entre les probabilités prévues moyennes qui est attribuable à l'écart entre les coefficients estimés des deux échantillons. Bien que les valeurs exactes des deux éléments soient sensibles à la définition des variables fictives incluses dans l'analyse ainsi qu'au choix des variables fictives de contrôle omises, c'est-à-dire aux différences entre la coordonnée à l'origine et la partie attribuable à la divergence des coefficients, nous pouvons utiliser les valeurs relatives des deux éléments pour voir dans quelle mesure les différences entre les régions rurales et urbaines varient selon le sous-échantillon (p. ex. l'ensemble des femmes par opposition aux femmes des ménages à faible revenu).

Description des données et définitions

Nous avons utilisé les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) visant les années civiles 1993-1996. L'EDTR est une enquête-ménage longitudinale réalisée par Statistique Canada auprès d'un échantillon représentatif de quelque 15 000 ménages, qui englobe environ 31 000 personnes âgées de 16 ans et plus. Cette enquête vise la population du Canada, à l'exclusion des résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, des pensionnaires d'établissements, des résidents des réserves indiennes et des membres à temps plein des Forces armées canadiennes qui vivent dans les casernements. L'échantillon initial est tiré de l'Enquête sur la population active. Dans la foulée de travaux similaires réalisés par Booth, Garcia-Serrano et Jenkins (1986), nous avons fondé notre analyse sur un panel équilibré de 9 234 femmes âgées de 18 ans ou plus en 1993 et de 60 ans ou moins en 1996 qui ont fourni des réponses complètes à chacune des quatre dates d'interview.

Le tirage de l'échantillon de l'EDTR repose sur un plan d'échantillonnage probabiliste à plusieurs degrés stratifié. L'échantillon est principalement stratifié selon la province, la région économique et le type de région (urbaine ou rurale). Les unités primaires d'échantillonnage n'ont pas été sélectionnées de la même façon, selon que la partie pertinente de la strate était considérée urbaine ou rurale (Statistique Canada, 1999). L'impact du plan d'échantillonnage, et notamment, de la répartition en grappes, de la stratification et de l'inégalité des probabilités de sélection signifie que, aux fins de l'analyse, nous ne pouvons pas supposer que l'échantillon est sélectionné à partir de distributions indépendantes et identiques. Dans le cas contraire, les estimations des paramètres et les erreurs-types estimées peuvent être gravement biaisées. Compte tenu du sujet du présent article, il s'avère particulièrement important de préciser que, en raison de l'application directe des méthodes i.i.d. aux données recueillies à l'aide d'un plan avec

grappes, les tests d'hypothèses peuvent afficher des taux d'erreur de type I bien supérieurs à leur niveau nominal α (Eltinge et Sribney, pp.210, 1997); par conséquent, cela accroît la probabilité de (fausses) différences statistiquement significatives entre les régions rurales et urbaines.

La définition de l'échantillon rural et de l'échantillon urbain repose sur le concept du marché du travail correspondant, par opposition à une mesure démographique simple. Le grand échantillon urbain (que nous appellerons l'échantillon urbain) est constitué des régions métropolitaines de recensement et des agglomérations de recensement (RMR/AR) qui regroupent de grandes régions urbaines, ainsi que les régions urbaines et rurales adjacentes qui présentent un degré élevé d'intégration économique et sociale avec ces grandes régions (Howatson, 1995). L'échantillon des localités rurales et des petites villes (que nous appellerons l'échantillon rural) est composé des régions autres qu'une RMR/AR.

Enfin, les sous-échantillons des femmes à faible revenu des régions rurales et urbaines englobent, par définition, les femmes qui, au cours de la période t , faisaient partie d'un ménage dont le revenu était inférieur au seuil de faible revenu² (défini par Statistique Canada) durant la période $t-1$. Bien qu'elle rende cette définition quelque peu inexacte, l'utilisation de données décalées met l'estimation économétrique à l'abri des éventuels problèmes d'endogénéité.

Analyse descriptive

Le tableau 1 illustre l'ampleur des changements de situation vis-à-vis l'activité dans les quatre échantillons analysés : femmes qui vivent en milieu rural; femmes qui vivent en milieu urbain; femmes des ménages à faible revenu (milieu rural); femmes des ménages à faible revenu (milieu urbain). Par exemple, le tableau fait état d'écart entre l'échantillon rural et l'échantillon urbain au chapitre du taux d'activité global : en moyenne, 75 % des femmes vivant en milieu rural sont occupées, comparativement à 79 % des femmes en milieu urbain. En ce qui a trait à la mobilité de la main-d'œuvre, les différences entre les deux échantillons sont plutôt mineures. Le degré de persistance des situations d'activité dans les deux échantillons est encore plus frappant. Ainsi, 80 % des femmes de l'échantillon rural n'étaient pas occupées ni durant la période $t-1$, ni durant la période t , alors que 93 % des femmes qui étaient occupées durant la période $t-1$ l'étaient également pendant la période t .

Des écarts plus importants ont été constatés lorsque l'on tient compte des taux d'activité et de la mobilité des femmes des ménages à faible revenu. Premièrement, ces dernières affichent un taux d'activité bien inférieur à celui de l'ensemble des femmes; de même, le degré de persistance de la situation des femmes à faible revenu qui travaillent est beaucoup plus faible. Ces différences n'ont rien d'étonnant comme la participation au marché du travail de ce groupe s'est avérée plus marginale (Lichter, Johnson et McLaughlin). D'autres différences entre les régions rurales et les régions urbaines sont également manifestes. Par exemple, 84 % des femmes en milieu rural n'étaient pas occupées durant la période $t-1$ et la période t , comparativement à 76 % dans le cas des femmes vivant en milieu urbain. S'il vient étayer l'hypothèse voulant que les entraves à l'intégration du marché du travail sont plus grandes dans les régions rurales, ce résultat ne tient pas compte des différences pouvant exister au plan de la structure des deux échantillons.

² Revenu après impôt

Résultats de l'estimation

Afin de répondre aux exigences du plan d'échantillonnage, le modèle probit (2) a été estimé à l'aide de la pseudo-méthode du maximum de vraisemblance. Bien que les estimations des paramètres β et d ne soient pas efficaces, elles sont cohérentes, et l'estimateur de la matrice de covariance est robuste (Eltis et Sribney, 1997). Cependant, l'utilisation de cette technique d'estimation n'exclut pas le recours au test du rapport des vraisemblances, de sorte que les résultats des tests d'hypothèses conjointes présentés ci-après ont été obtenus à l'aide d'un test de Wald rajusté (Sribney, 1997).

Les tableaux 2 et 3 renferment les résultats de l'estimation de l'équation probit pour l'échantillon complet et le sous-échantillon des femmes des ménages à faible revenu, respectivement. Dans les deux cas, deux spécifications sont présentées. La première (colonnes 1 et 2) consiste en l'estimation d'un modèle d'activité transversal simple qui vise les quatre années (1993-1996). La deuxième spécification, la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité, représente donc l'effet de la persistance ou de la continuité de l'emploi des femmes. Dans chaque cas, nous avons présenté les coefficients estimés relatifs au milieu urbain, c.-à-d. les estimations de β , ainsi que les différences entre le milieu rural et urbain, c.-à-d. les estimations de d . Par exemple, le coefficient de la variable de l'âge à la première colonne du tableau 2 illustre l'impact de l'âge sur l'activité des femmes de l'échantillon urbain, alors que le coefficient de la deuxième colonne mesure les écarts entre le milieu rural et le milieu urbain. Les valeurs de t figurant sous chaque coefficient sont associées aux hypothèses nulles $H_0 : \beta_i = 0$ et $H_0 : d_i = 0$. Par conséquent, grâce au coefficient de la deuxième colonne, nous savons tout de suite s'il y a un écart entre l'échantillon rural et l'échantillon urbain au chapitre de l'impact d'une variable.

Les variables indépendantes choisies représentent un ensemble de facteurs assez standard qui sont censés influencer l'activité des femmes, notamment l'âge, la présence d'enfants, le niveau de scolarité, l'état matrimonial, les autres revenus du ménage, etc. Commençons par les coefficients estimés pour l'échantillon urbain complet (colonnes 1 et 3 du tableau 2). Dans l'ensemble, ces coefficients sont conformes aux prévisions, en cela que la probabilité de l'activité diminue avec l'âge, lorsque la femme a des enfants, lorsque les autres revenus du ménage augmentent, lorsque la personne a un handicap d'ordre physique, mais augmente avec le niveau de scolarité, le fait d'être propriétaire de son habitation et (dans la deuxième spécification) le fait d'avoir travaillé durant la période antérieure.

La colonne 3 démontre que l'inclusion de la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité a tendance à réduire la valeur absolue du coefficient estimé des autres variables explicatives. Par exemple, le coefficient correspondant au nombre d'enfants est beaucoup plus faible et n'est plus statistiquement significatif à 5 % par rapport à sa valeur de la colonne 1. La lacune connue du modèle transversal est illustrée par sa faible efficacité prédictive, la prévision ayant été juste pour seulement 20 % de l'échantillon des femmes non occupées (Nakamura et Nakamura, 1985). Une fois que les autres facteurs observés ont été pris en compte, on peut connaître la persistance de l'emploi d'après le coefficient de la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité. Un coefficient positif signifie que si la femme est occupée pendant la période $t-1$, il est beaucoup plus probable qu'elle le soit également durant la période t .

Les résultats des colonnes 2 et 4 et les résultats des tests d'hypothèses conjointes présentés au tableau 4 indiquent dans quelle mesure les réponses varient généralement dans l'échantillon rural et s'il existe des différences relativement à la persistance de l'emploi. Bien que les résultats révèlent que seul un nombre restreint de variables n'ont pas le même impact selon que

l'échantillon soit rural ou urbain, les tests effectués à l'égard de tous les coefficients de la différence entre les régions rurales et les régions urbaines confirment simultanément l'existence de différences générales entre les deux milieux. Cependant, la structure des différences significatives entre les deux milieux contraste quelque peu avec les attentes *a priori*. Par exemple, bien que les données ne nous permettent guère de conclure que l'impact des enfants est différent dans l'échantillon rural, les effets du nombre d'enfants et de la présence d'un enfant âgé de moins de cinq ans sont moins négatifs en milieu rural qu'en milieu urbain. Si la garde d'enfants posait problème, le fait d'être mère constituerait une plus grande entrave à l'activité dans les régions rurales, et le coefficient de la différence entre les deux milieux serait donc négatif et significatif, ce qui n'est pas le cas. Le coefficient de la différence entre le milieu rural et le milieu urbain à l'égard de la variable du conjoint est négatif mais n'est pas significatif (à 10 %), alors que l'impact des autres revenus du ménage (variable retardée) est, de façon significative, moins négatif dans l'échantillon rural; autrement dit, l'effet du travailleur supplémentaire semble être moins important en milieu rural. En outre, rien n'indique que l'impact du niveau de scolarité n'est pas le même pour les deux échantillons. Malgré le caractère global des valeurs fictives régionales, les effets régionaux sont manifestes dans l'échantillon rural, c'est-à-dire que nous sommes en présence d'une diversité rurale, la divergence des effets régionaux étant statistiquement significative. Enfin, en ce qui a trait à la persistance de l'emploi, le coefficient positif estimé de la différence entre le milieu rural et le milieu urbain au chapitre de la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité va dans le sens de l'hypothèse voulant que l'échantillon rural affiche une plus grande persistance. En d'autres termes, le fait d'avoir été occupé au cours de la période antérieure a un plus grand effet marginal sur la probabilité de l'activité en milieu rural. Cependant, la différence est mineure (par rapport au coefficient du milieu urbain) et n'est pas statistiquement significative.

Le tableau 3 renferme des résultats identiques à ceux présentés au tableau 2, si ce n'est qu'ils se rapportent aux femmes qui font partie d'un ménage à faible revenu. En général, les résultats des colonnes 1 et 3 de ce sous-échantillon urbain concordent avec ceux de l'échantillon urbain complet. Cependant, le coefficient de la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité est beaucoup plus petit, ce qui concorde avec les données brutes du tableau 1 et indique que la proportion de femmes qui travaillent durant des périodes consécutives est plus faible. Peu de coefficients reflétant les différences entre le milieu rural et le milieu urbain sont statistiquement significatifs à 10 %, mais les résultats des tests d'hypothèses conjointes effectués à l'égard de l'ensemble de ces différences révèlent là aussi que le milieu rural en général a un impact significatif. Les deux variables reflétant l'impact des enfants sont une fois de plus conjointement significatives dans le modèle transversal, mais sont positives; par conséquent, elles ont un impact moins négatif sur la probabilité de l'activité dans le sous-échantillon des femmes des régions rurales faisant partie d'un ménage à faible revenu. Contrairement au tableau 2, le tableau 3 ne fait pas état d'effet régional dans l'échantillon rural; par contre, les coefficients négatifs (et dans le cas du modèle avec retard, les coefficients significatifs) des variables fictives temporelles pour l'échantillon rural révèlent que l'impact de la période varie. Bien que cela puisse refléter des différences au plan de l'impact des chocs macro-économiques sur le marché du travail rural mis en lumière dans d'autres études (Rhoades et Renkow), ces variables doivent être interprétées avec prudence, car elles peuvent être associées à toute une gamme d'effets éventuels. En ce qui a trait à la persistance de l'activité, l'écart positif entre le milieu rural et le milieu urbain à l'égard de la variable retardée de la situation vis-à-vis l'activité est grand (par rapport à la valeur estimée pour le milieu urbain). Bien qu'elle ne soit pas significative à 10 % (valeur $p = 0,184$), cette valeur fait état d'une plus grande persistance de l'activité dans le sous-échantillon des femmes des régions rurales appartenant à un ménage à faible revenu.

Résultats de la décomposition

Le tableau 5 renferme les résultats de la décomposition des probabilités prévues moyennes de l'équation (3). Les résultats présentés dans les deux premières colonnes ont été obtenus à partir de l'estimation du modèle avec retard du tableau 2, tandis que les résultats des deux dernières colonnes reposent sur l'estimation du modèle avec retard du tableau 3. La dernière ligne du tableau représente la différence existant entre les probabilités moyennes ($\bar{P}_U - \bar{P}_R$). Cette valeur est comparable aux différences au chapitre des taux d'activité moyens des échantillons que l'on retrouve au tableau 1. Par conséquent, si la différence prévue pour l'échantillon complet est près de la valeur réelle, l'écart réel pour les femmes des ménages à faible revenu est surestimé³.

Pour l'échantillon complet et le sous-échantillon des femmes des ménages à faible revenu, la décomposition a été réalisée à l'aide des coefficients urbain et rural à titre de groupe témoin. Autrement dit, pour ce qui est des résultats des colonnes 1 et 3, l'équation (3) a été utilisée directement, alors que dans le cas des colonnes 2 et 4, nous avons répété la décomposition, mais en utilisant les coefficients ruraux à titre de base de référence. Si le choix du groupe témoin influe sur les valeurs calculées, la nature des résultats est, d'un point de vue qualitatif, similaire dans les deux cas. En ce qui a trait à l'échantillon complet, les différences entre les caractéristiques observées expliquent dans une large mesure l'écart au chapitre des probabilités prévues moyennes. Cependant, dans le sous-échantillon des femmes appartenant à un ménage à faible revenu, ces différences expliquent l'écart dans une moindre mesure, c'est-à-dire que le fossé prévu entre les taux d'emploi est encore plus grand et une bonne part de l'écart reste inexplicée. Bien qu'il convienne de reconnaître le caractère résiduel de la part inexplicée et le degré moindre de précision associé aux estimations du tableau 3, ces résultats font ressortir des différences entre le milieu rural et le milieu urbain mais également une importante segmentation du marché du travail rural.

Sommaire et conclusions

Le présent article traite de la dynamique de la participation des femmes au marché du travail rural (activité). En estimant des équations probit dynamiques, nous avons déterminé dans quelle mesure l'activité des femmes était différente selon qu'elles vivent en milieu rural ou en milieu urbain. De plus, l'article renferme des données nouvelles sur l'ampleur des différences entre les deux milieux au chapitre de la persistance de l'emploi.

Les résultats révèlent qu'il existe des différences significatives entre les régions rurales et les régions urbaines en ce qui a trait à l'activité des femmes. Cependant, contrairement à ce que l'on affirme souvent, ces écarts ne semblent pas être attribuables à la présence d'enfants, à des différences relatives au rendement du capital humain. Dans le sous-échantillon des femmes appartenant à un ménage à faible revenu, la persistance de l'emploi s'est avérée plus grande dans les régions rurales.

Par ailleurs, les résultats suggèrent une segmentation du marché du travail au sein des régions rurales, de même qu'entre les marchés ruraux et non ruraux. Par exemple, des différences considérables ont été observées entre l'ensemble des femmes et celles qui font partie d'un

³ Contrairement à l'équation probit type, l'estimation par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance ne garantit pas que la probabilité prévue moyenne et la proportion réelle seront égales.

ménage à faible revenu au chapitre de la persistance de l'activité. Enfin, c'est également dans le sous-échantillon des femmes des ménages à faible revenu que les écarts inexplicables entre le milieu rural et le milieu urbain au chapitre de l'activité sont les plus importants. Cela signifie que les différences de fonctionnement entre les différents marchés du travail ruraux (et par conséquent, les entraves à l'intégration du marché) sont susceptibles d'avoir le plus d'impact sur ceux qui sont défavorisés au plan du capital humain, de la mobilité, etc.

Tableau 1 - Statistiques descriptives

Ensemble des femmes	Milieu rural		Milieu urbain	
	(N=10 095)		(N=17 607)	
Situation vis-à-vis de l'activité t-1/t	<i>Non occupées</i>	<i>Occupées</i>	<i>Non occupées</i>	<i>Occupées</i>
<i>Non occupées</i>	0,80	0,20	0,78	0,21
<i>Occupées</i>	0,07	0,93	0,06	0,94
<i>Total</i>	0,25	0,75	0,21	0,79
Ménages à faible revenu	Milieu rural		Milieu urbain	
	(N=759)		(N=1 755)	
<i>Non occupées</i>	0,84	0,16	0,76	0,24
<i>Occupées</i>	0,17	0,83	0,14	0,86
<i>Total</i>	0,49	0,51	0,44	0,56

Tableau 2 - Modèle probit de l'activité de l'ensemble des femmes, 1994-1996

	Modèle transversal		Modèle avec retard	
	Milieu urbain	Différence entre les milieux rural et urbain	Milieu urbain	Différence entre les milieux rural et urbain
Constante	1,6840 (12,84)**	-0,3245 (1,77)*	-0,1149 (1,02)	-0,2854* (1,67)
Situation vis-à-vis de l'activité <i>t-1</i>			2,1765 (46,08)**	0,0374 (0,51)
Âge	-0,0280 (9,66)**	0,0090 (2,26)**	-0,0176 (7,76)**	0,0065 (1,91)*
Nombre d'enfants	-0,0894 (3,54)**	0,0512 (1,34)	-0,0125 (0,49)	0,0104 (0,24)
Plus jeune enfant < 5 ans	-0,5301 (8,25)**	0,1550 (1,47)	-0,4302 (7,97)**	0,1505 (1,58)
Niveau de scolarité 2	0,4326 (7,33)**	0,0065 (0,08)	0,2390 (5,24)**	0,0276 (0,40)
Niveau de scolarité 3	0,7988 (8,43)**	0,0486 (0,31)	0,5065 (6,56)**	0,0311 (0,25)
Variable fictive mariage/conjoint	0,0591 (1,12)	-0,0220 (0,25)	0,0621 (1,57)	-0,0954 (1,21)
Propriétaire occupant	0,3591 (6,16)**	-0,1911 (1,69)*	0,1018 (2,31)**	0,0035 (0,04)
Autres revenus du ménage <i>t-1</i>	-0,0002 (3,78)**	0,0001 (1,95)*	-0,0001 (4,39)**	0,0001 (2,01)**
Limitations au travail	-1,0551 (15,47)**	0,1031 (1,09)	-0,8518 (12,87)**	0,0445 (0,44)
Île-du-Prince-Édouard	0,1079 (0,58)	0,0690 (0,42)	0,0481 (0,39)	0,0285 (0,28)
Nouvelle-Écosse	-0,0492 (0,64)	-0,2251 (1,74)*	-0,0137 (0,19)	-0,1133 (1,13)
Nouveau-Brunswick	-0,1550 (1,82)	-0,0842 (0,68)	-0,0757 (1,04)	-0,0583 (0,52)
Ouébec	-0,2597 (4,04)**	-0,1589 (1,40)	-0,1311 (2,94)**	-0,0772 (0,91)
Terre-Neuve	-0,2599 (3,07)**	-0,3736 (2,49)**	-0,0300 (0,47)	-0,3456 (3,50)**
Manitoba	0,3666 (2,51)**	-0,4275 (2,33)**	0,3544 (2,99)**	-0,3367 (2,27)**
Saskatchewan	0,1063 (1,85)*	0,1586 (0,96)	0,1306 (2,83)**	0,0233 (0,21)
Alberta	0,0143 (0,22)	-0,0022 (0,02)	0,0258 (0,57)	0,0456 (0,42)
Colombie-Britannique	0,2495 (3,49)**	-0,2745 (2,38)**	0,1784 (3,98)**	-0,1037 (1,04)
1995	0,0018 (0,06)	0,0660 (1,70)*	0,0801 (1,18)	0,0291 (0,35)
1996	0,0598 (2,03)**	0,0005 (0,01)	0,1433 (2,48)**	-0,0584 (0,78)
Observations	27 702		27 702	
	% de prévisions justes			
Occupées	0,969		0,943	
Non occupées	0,209		0,777	

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses; ** significatif à 5 %; * significatif à 10 %.

Tableau 3 - Modèle probit de l'activité des femmes appartenant à un ménage à faible revenu (*t-1*) 1994-1996

	Modèle transversal		Modèle avec retard	
	Milieu urbain	Différence entre les milieux rural et urbain	Milieu urbain	Différence entre les milieux rural et urbain
Constante	1,2163 (6,15)**	-0,3874 (1,01)	0,0623 (0,27)	-0,6982 (1,62)
Situation vis-à-vis de l'activité <i>t-1</i>			1,5920 (13,78)**	0,2711 (1,33)
Âge	-0,0288 (6,10)**	0,0106 (1,30)	-0,0182 (3,78)**	0,0068 (0,94)
Nombre d'enfants	-0,1281 (1,68)	0,1996 (1,73)	-0,0096 (0,14)	0,0266 (0,23)
Plus jeune enfant < 5 ans	-0,6931 (5,18)**	0,2236 (0,91)	-0,4836 (4,14)**	0,2683 (1,15)
Niveau de scolarité 2	0,4594 (4,69)**	-0,0891 (0,49)	0,3032 (3,41)**	0,0752 (0,42)
Niveau de scolarité 3	0,6337 (3,21)**	-0,2517 (0,53)	0,5099 (2,86)**	-0,2321 (0,59)
Var. fictive mariage/conjoint	0,1250 (1,06)	-0,1613 (0,80)	-0,0161 (0,15)	-0,0135 (0,07)
Propriétaire occupant	0,3770 (2,90)**	-0,3701 (1,66)	0,1516 (1,38)	0,0639 (0,31)
Autres revenus du ménage <i>t-1</i>	-0,0010 (2,89)**	-0,0011 (1,41)	-0,0006 (1,70)*	-0,0010 (0,99)
Limitations au travail	-0,8092 (6,03)**	-0,0850 (0,37)	-0,7509 (6,45)**	-0,1553 (0,72)
Île-du-Prince-Édouard	0,1870 (0,52)	-0,2233 (0,30)	0,1127 (0,41)	-0,2331 (0,49)
Nouvelle-Écosse	-0,0246 (0,14)	-0,1331 (0,36)	-0,0861 (0,54)	0,4017 (1,12)
Nouveau-Brunswick	-0,3355 (1,87)	0,1796 (0,55)	-0,2890 (1,54)	0,5156 (1,52)
Québec	-0,3430 (1,94)	-0,1675 (0,48)	-0,3204 (2,25)**	0,2477 (0,82)
Terre-Neuve	-0,3014 (1,03)	-0,0600 (0,15)	-0,3151 (1,21)	0,4530 (1,26)
Manitoba	0,4820 (1,87)	-0,1844 (0,46)	0,4469 (2,31)**	0,0859 (0,27)
Saskatchewan	-0,1153 (0,59)	1,0575 (2,84)**	-0,0610 (0,42)	0,6875 (2,00)**
Alberta	0,2819 (1,63)	0,2423 (0,72)	0,1180 (0,82)	0,3667 (1,25)
Colombie-Britannique	0,0982 (0,48)	0,5401 (1,33)	-0,1190 (0,78)	0,8403 (2,24)**
1995	0,0579 (0,72)	-0,1122 (0,78)	0,1884 (1,79)*	-0,4980 (2,67)**
1996	0,0924 (1,13)	-0,2204 (1,52)	0,2048 (1,87)*	-0,4206 (2,43)**
Observations	27 576		27 576	
Occupées	0,760		0,834	
Non occupées	0,641		0,820	

La valeur absolue des statistiques t est entre parenthèses; ** significatif à 5 %; * significatif à 10 %.

Tableau 4 - Test d'hypothèses conjointes de Wald : valeurs p

	Ensemble des femmes		Femmes appartenant à un ménage à faible revenu	
	Modèle transversal	Modèle avec retard	Niveau	Modèle avec retard
Ensemble des différences entre les milieux rural et urbain	0,018	0,060	0,041	0,079
Enfants	0,051	0,148	0,028	0,382
Scolarité	0,953	0,921	0,809	0,380
Régions	0,020	0,029	0,095	0,327
Wave	0,094	0,516	0,289	0,004

Tableau 5 : Décomposition des différences au chapitre du taux d'activité

	Ensemble des femmes		Femmes appartenant à un ménage à faible revenu	
	Milieu urbain	Milieu rural	Milieu urbain	Milieu rural
Différence expliquée	2,986	3,758	-0,157	-1,486
Différence inexpliquée	0,695	-0,203	5,647	6,976
Total	3,555	3,555	5,490	5,490

Références

- Bane, M.J. et D.T. Ellwood. (1986). Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells, *Journal of Human Resources*, 21, 1-23.
- Barkley, D.L. (1995). 'The economics of change in Rural America', *American Journal of Agricultural Economics*, 77(December), 1252-1258.
- Bollman, R. (1991). 'An overview of Rural and Small Town Canada', *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39, 805-817.
- Bollman, R. (1992). 'Rural jobs: trends and opportunities', *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 40, 605-622.
- Booth, A.L., C. Garcia-Serrano et S.P. Jenkins. (1996). *New men and new women: Is there convergence in patterns of labour market transition*. Institute for Social Research Working Paper 96-9, Colchester, Essex.
- Boothby, D. (1984). 'The continuity of married women's labour force participation in Canada', *Canadian Journal of Economics*, 471-480.
- Burdett, K., N.M. Kiefer, D.T. Mortensen et G. Neumann (1984). 'Earnings, Unemployment and the allocation of time over time', *Review of Economic Studies*, 51, 559-578.
- Eltinge, J. et W. Sribney. (1997). *Introduction to Complex Survey Sampling*, STB Reprints, College Station, TX: Stata Corporation.
- Even, W.E. et D. A. Macpherson. (1990). 'Plant size and the decline of unionism', *Economic Letters*, 32(4) 393-398.
- Findeis, J.L. et L. Jensen. (1998). 'Employment opportunities in rural areas: implications for poverty in a changing policy environment', *American Journal of Agricultural Economics*, 80(5), 1000-1007.
- Freshwater, D. (1997). 'Farm production policy versus rural life policy', *American Journal of Agricultural Economics*, 79(5) 1515-1524.
- Fuguitt, D., D. Brown et C. Beale. (1989). *Rural and Small Town America*, Russell Sage Foundation.
- Heckman, J.J. et R.J. Willis. (1977). 'A beta-logistic model for the analysis of sequential labour force participation by married women', *Journal of Political Economy* 85, 27-58.
- Leontardi, M.R. (1998). 'Segmented labour markets: theory and evidence', *Journal of Economic Surveys*, 12(1), 63-101.
- Lichter, D.T. et J.A. Constanzo. (1987). 'Nonmetropolitan underemployment and labour-force composition', *Rural Sociology* 52(3), 329-344.

- Lichter, D., B. Beaulieu, J. Findeis et R. Teixeira. (1993). 'Human capital labour supply and poverty in Rural America', *Persistent Poverty in Rural America*. G. Summers (ed.), 39-67. Boulder: Westview Press.
- Lichter, D.T., G.M. Johnson et D.K. McLaughlin. (1994). 'Changing linkages between work and poverty in Rural America', *Rural Sociology*, 59(3), 395-415.
- Nakamura, A. et M. Nakamura. (1985). Dynamic models of labour force behaviour of married women which can be estimated using limited amount of past information', *Journal of Econometrics*, 27, 273-298.
- Nakamura, A. et M. Nakamura. (1994). 'Predicting female labour supply', *Journal of Human Resources*, 29(2), 304-327.
- Ollenburger, J.C, S.J. Granna, et H.A. Moore. (1989). 'Labour force participation of rural farm, rural nonfarm, and urban women: a panel update', *Rural Sociology*, 54(4) 533-550.
- Porterfield, S.L. (1998). 'On the precipice of reform: welfare spell durations for rural female headed families', *American Journal of Agricultural Economics* 80(5), 994-999.
- Renkow, M (1996). 'Income non-convergence and rural-urban earning differentials: evidence from North Carolina', *Southern Economic Journal*, 62, 1017-1028.
- Rhoades, D. et M. Renkow. (1998). 'Explaining rural-urban earnings differentials in the US', Conference paper American Agricultural Economics Association. Salt Lake City, Utah.
- Shaffer, R (1998). 'Rural poverty: a response', *American Journal of Agricultural Economics*, 80(5), 1015-1016
- Shaw, K. (1994). 'The persistence of female labour supply: empirical evidence and implications', *Journal of Human Resources*, 29(2) 348-378.
- Sribney, W. (1997). Likelihood-ratio test after survey/robust ML estimation Stata FAQs. College Station, TX: Stata Corporation.
- Stabler, J.C. (1999) 'Rural America: a challenge to regional scientists', *Annals of Regional Science*, 33, 1-14.
- Statistique Canada (1999). *Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*. Ottawa, Canada.
- Tokle, J.G. et W.E. Huffman. (1991). 'Local economic conditions and wage labour decisions of farm and rural nonfarm couples', *American Journal of Agricultural Economics*, 652-670.