

*Recherche sur les motifs des différences entre
arrondissements en matière de reconnaissance de l'invalidité*

Août 2017

Rapport préparé pour le SPF Sécurité Sociale

Octave De Brouwer, Robert Plasman and Ilan Tojerow

Policy Paper N°17.01

DULBEA



UNIVERSITÉ
LIBRE
DE BRUXELLES

Recherche sur les motifs des différences entre arrondissements en matière de reconnaissance de l'invalidité

Août 2017

Membres de la recherche :

Octave De Brouwer, DULBEA

Prof. Robert Plasman, DULBEA

Prof. Ilan Tojerow, DULBEA

Recherche réalisée par le DULBEA pour le SPF Sécurité sociale. Convention
DGSTRAT/INVALIDITEIT.

Personne de contact : Octave De Brouwer (octave.De.Brouwer@ulb.ac.be)

Table des matières

0. Résumé opérationnel :	4
1. Introduction :	5
2. Revue de la littérature et contexte institutionnel :	8
2.1. Revue de la littérature scientifique :	8
2.1.1. Facteurs explicatifs du taux d'invalidité	8
2.1.2. Disparités géographiques de l'invalidité :	10
2.1.3. Littérature sur l'Invalidité en Belgique :	11
2.1.4. Conclusions de la revue de la littérature :	12
2.2. Incapacité de travail et invalidité : Schéma institutionnel en Belgique	12
2.2.1. Introduction :	12
2.2.2. Incapacité primaire :	12
2.2.3. Invalidité :	14
2.2.4. Conclusions de la section :	16
3. Données utilisées dans la recherche :	17
3.1. Données Agrégées :	17
3.2. Données individuelles :	17
4. Analyse descriptive :	18
4.1. Introduction :	18
4.2. Analyse des données agrégées :	18
4.2.1. Évolution du taux d'invalidité au niveau national :	19
4.2.2. Dimension géographique de l'invalidité :	25
4.2.3. Importance relative des différentes catégories de pathologies :	35
4.2.4. Conclusions de la section:	44
4.3. Analyse descriptive des données individuelles :	44
4.3.1. Introduction :	44
4.3.2. Entrées et sorties de l'invalidité :	45
4.3.3. Durée de l'invalidité :	46
4.3.4. Entrées en invalidité selon le statut socio-économique précédent :	47
4.3.5. Entrées en invalidité par arrondissement :	49
4.3.6. Conclusions de la section :	51
5. Analyse économétrique :	52
5.1. Analyse économétrique au niveau des communes :	52
5.1.1. Introduction :	52
5.1.2. Modèle économétrique :	52

5.1.3. Résultats :	53
5.1.4. Conclusions de la section :	55
5.2. Analyse économétrique à partir des données individuelles :	56
5.2.1. Introduction :	56
5.2.2. Déterminants du taux d'invalidité :	57
5.2.3. Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité :	58
5.2.4. Description de la base de données utilisée pour l'analyse économétrique:	59
5.2.5. Construction de la base de données utilisée pour l'analyse économétrique :	59
5.2.6. Résultats :	64
5.2.7. Effet des variables de contrôle sur le risque d'entrée en invalidité :	72
5.2.8. Analyse par catégorie de pathologie :	78
5.2.9. Conclusions de la section :	85
5.3. Analyse de la durée de l'invalidité :	86
5.3.1. Description du modèle utilisé :	87
4.3.2. Résultats	87
5.3.3. Conclusions de la section	89
6. Conclusions générales :	89
7. Bibliographie :	93
8. Annexes :	95

0. Résumé opérationnel :

La présente étude analyse les facteurs explicatifs des disparités de taux d'invalidité entre arrondissements en Belgique. L'observation des différences de taux d'invalidité entre arrondissements sera premièrement effectuée par le traitement des données macroéconomiques (agrégées au niveau de l'arrondissement ou de la commune). Après une analyse descriptive des différences de taux d'invalidité et taux d'entrée en invalidité entre les arrondissements ainsi qu'une revue de la littérature permettant de déterminer les facteurs explicatifs possibles, nous testons la capacité prédictive de ces facteurs via différentes méthodes économétriques des données de panel. Les résultats d'un modèle à effet aléatoire et d'un modèle à effet fixe sont comparés entre eux. Dans un second temps, le traitement des données individuelles provenant d'un échantillon représentatif de la population Belge est effectué. L'objectif de cette seconde analyse est d'estimer la probabilité individuelle d'entrée en invalidité ainsi que le ratio de sortie de l'invalidité pour chaque arrondissement. L'introduction progressive de variables explicatives dans le modèle probabiliste permet d'identifier l'effet de l'arrondissement sur le risque individuel de tomber en invalidité, en tenant compte d'une répartition géographique inégale des caractéristiques observables.

Les conclusions de notre étude sont les suivantes. Premièrement, les disparités géographiques du taux d'invalidité sont fortement liées à des facteurs socio-économiques tels que le taux de chômage ou la part d'ouvriers dans la population active et faiblement liées à des différences de la structure d'âge de la population. Deuxièmement, les résultats de l'analyse macroéconomique montrent que l'inclusion d'un ensemble de variables de contrôle de nature démographique et socio-économique permettent d'expliquer 54% de la variation géographique du taux d'invalidité entre les communes Belges. Troisièmement, en analysant les flux d'entrée et de sortie de l'invalidité, il apparaît que les différences géographiques du taux d'invalidité sont en grande partie dues à des différences de taux *d'entrée* en invalidité. Quatrièmement, l'analyse de l'entrée en invalidité par catégorie socio-économique (salariés, demandeurs d'emploi, indépendants et inactifs) montre que les demandeurs d'emploi ont des probabilités d'entrée en invalidité estimées largement supérieures aux autres catégories. L'hétérogénéité géographique est également la plus forte dans cette catégorie et reste largement inexpliquée même après inclusion d'un ensemble de variables de contrôle. Cinquièmement, l'inclusion des caractéristiques personnelles dans le modèle permet de réduire substantiellement les différences de probabilité d'entrée en invalidité entre arrondissements chez les salariés et les indépendants. Cependant, certains arrondissements restent significativement au-dessus et en-dessous de la moyenne nationale, même après inclusion des caractéristiques individuelles dans le modèle, ce qui indique que d'autres variables non observées jouent un rôle dans la variation géographique du risque d'entrée en invalidité.

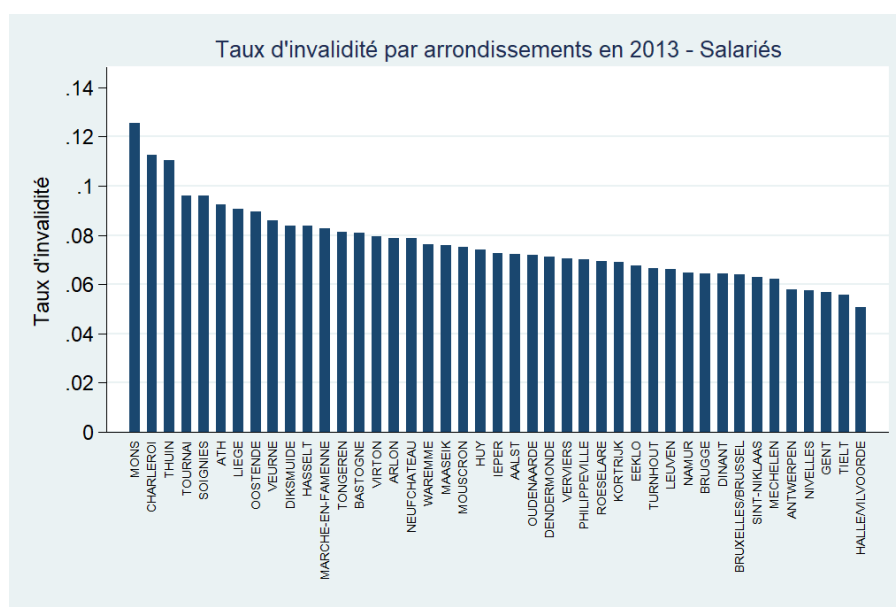
De manière générale, cette étude est la première à utiliser un échantillon de données individuelles pour analyser cette problématique. Un important potentiel de recherche est encore à développer notamment en ce qui concerne l'augmentation rapide ces dernières années du nombre de pathologies telles que les troubles mentaux et les maladies musculo-squelettiques et son interaction avec le système économique et institutionnel Belge.

1. Introduction :

En Belgique, le taux d'invalidité¹ a atteint un niveau historiquement élevé en 2015, s'élevant à 7,6% de la population active. Cette augmentation est un phénomène préoccupant pour de nombreuses raisons. D'une part, l'augmentation de la proportion d'invalides engendre des coûts importants pour la société en termes de dépenses financières dues aux allocations d'invalidité, soins de santé ainsi qu'une perte de productivité pour les entreprises. D'autre part, ce phénomène est en apparence contradiction avec les observations montrant une amélioration de plusieurs indices de santé en Belgique ces dernières années². La Belgique n'est cependant pas un cas unique. En effet, des tendances similaires ont été observées dans de nombreux autres pays depuis ces deux dernières décennies (OCDE, 2010). Bien que certaines pistes aient déjà été explorées dans le passé, les causes de cette rapide augmentation sont encore mal connues. De plus, il est évident que chaque pays dispose d'un système de sécurité sociale qui lui est propre, ce qui rend les comparaisons internationales difficiles.

Un aspect particulier de cette problématique est qu'à l'intérieur de chaque pays, des taux d'invalidité élevés sont concentrés dans certaines aires géographiques (Mc Vicar, 2007). La Belgique ne fait pas exception à ce phénomène avec des taux d'invalidité par arrondissement allant de 5,06% à 12,54% chez les salariés et de 2,42% à 6,21% chez les indépendants en 2013. De plus, les dynamiques des arrondissements sont loin d'être convergentes. En effet l'étendue de la distribution spatiale du taux d'invalidité³ est passée de 5,68% à 7,48% (3,59% à 3,79%) chez les salariés (indépendants) entre 2003 et 2013.

Figure 1: Dispersion géographique du taux d'invalidité en 2013 - salariés



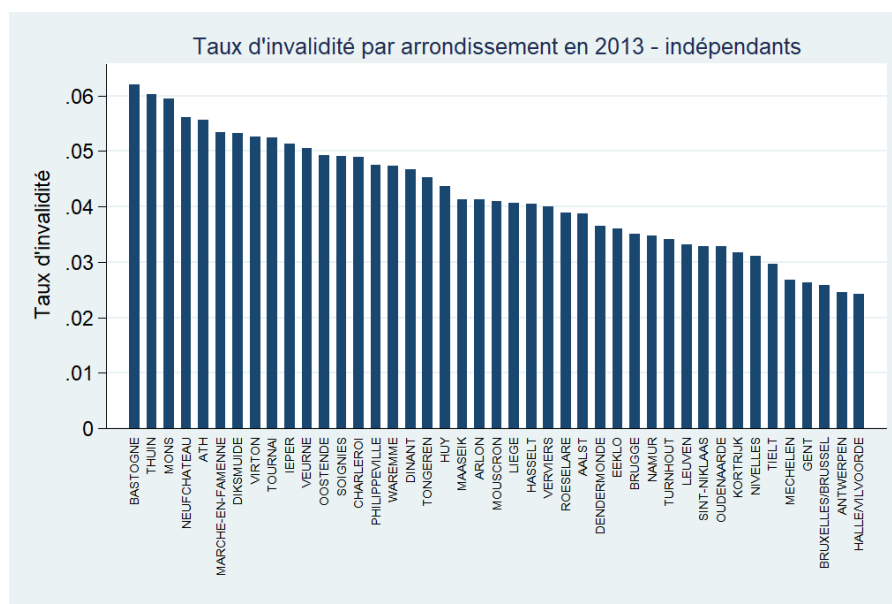
Sources : données INAMI et calculs propres.

¹ Tout au long de ce travail, le taux d'invalidité sera défini comme le nombre d'invalides divisé par le nombre de titulaires indemnisables duquel on a retiré les prépensionnés (TI-prép). En effet, les prépensionnés sont des titulaires indemnisables dont la probabilité de tomber en invalidité est nulle étant donné que ceux-ci bénéficient déjà d'un régime financier plus favorable.

² Source : <http://ima.incijfers.be>

³ C'est-à-dire l'écart entre le taux d'invalidité minimum et maximum.

Figure 2: Dispersion géographique du taux d'invalidité en 2013 – indépendants



Sources : données INAMI et calculs propres.

La présente recherche a donc été commandée par le SPF Sécurité Sociale, dans le but d'objectiver ces différentiels géographiques sur base d'une analyse statistique approfondie⁴. Cette recherche contient ainsi un double objectif. Premièrement, il s'agira de discerner les différents facteurs explicatifs à l'origine des disparités géographiques du taux d'invalidité en Belgique. Deuxièmement, une fois ces facteurs identifiés, il s'agira d'évaluer leur capacité à expliquer la variation géographique du taux d'invalidité. L'analyse spatiale de cette problématique sera effectuée à deux niveaux. Premièrement, une analyse macroéconomique au niveau des communes sera effectuée dans le but de déterminer les facteurs influençant le taux d'invalidité et sa dispersion géographique. Ensuite, une analyse au niveau individuel sera réalisée à partir d'un échantillon représentatif de la population Belge, dans le but d'évaluer l'effet de résider dans un certain arrondissement sur la probabilité d'entrer en invalidité ainsi que sur la durée de l'invalidité en contrôlant pour un grand nombre de caractéristiques individuelles. Les deux analyses sont complémentaires dans le sens où l'analyse macroéconomique (au niveau communal) sera effectuée sur des stocks (ici le taux d'invalidité), tandis que l'analyse microéconomique (au niveau individuel) sera effectuée sur des flux (ici, la probabilité individuelle d'entrer/sortir en/de l'invalidité).

Les méthodes économétriques utilisées dans chaque analyse seront substantiellement différentes. Dans l'analyse macroéconomique, nous utiliserons les méthodes de l'économétrie des données de panel, en analysant l'effet d'un ensemble de variables socio-économiques des communes sur le taux d'invalidité communal. Les résultats des estimations en utilisant un modèle à effet aléatoire ou à effet fixe seront commentés et le R-carré de chaque régression permettra de mesurer le pourcentage de la variation intercommunale du taux d'invalidité étant captée par les variables explicatives. Dans l'analyse microéconomique, un modèle de type probit sera utilisé dans le but d'estimer la probabilité

⁴ Dans cette recherche, l'unité géographique principalement retenue sera l'arrondissement. Cependant, certaines parties utiliseront également la commune ou la province comme unité d'analyse. Il existe en Belgique 10 provinces, 43 arrondissements et 589 communes.

individuelle d'entrée en invalidité au cours d'un laps de temps de deux années. Cette probabilité sera estimée séparément pour chaque arrondissement. L'inclusion des caractéristiques individuelles dans le modèle permettra d'estimer la probabilité d'entrée en invalidité dans chaque arrondissement en éliminant les effets de composition de population (c'est-à-dire en assumant que les caractéristiques individuelles observables sont réparties de manière homogène entre tous les arrondissements). En plus de l'analyse de l'entrée en invalidité, nous estimerons l'effet de l'arrondissement sur la durée de l'invalidité à l'aide d'un modèle de hasard proportionnel.

Les résultats de la présente étude permettent de mieux comprendre de nombreux aspects de l'invalidité en Belgique. Pour résumer ceux-ci en quelques lignes, notre étude porte les conclusions suivantes. Premièrement, les disparités géographiques du taux d'invalidité sont fortement liées à des facteurs socio-économiques tels que le taux de chômage ou la part d'ouvriers dans la population active et faiblement liées à des différences de la structure d'âge de la population. En effet, même si l'âge influence fortement la probabilité d'être en invalidité, les différences d'âge de la population active entre arrondissement sont relativement faibles et n'expliquent qu'une faible part de la variation géographique du taux d'invalidité. En revanche, nous observons à la fois de fortes disparités de taux de chômage et un effet important du taux de chômage sur le taux d'invalidité. Deuxièmement, les résultats de l'analyse macroéconomique montrent que l'inclusion d'un ensemble de variables de contrôle de nature démographique et socio-économique (en particulier le taux de chômage, le ratio ouvriers/employés, l'âge moyen, la part d'étrangers et la part du secteur secondaire dans l'emploi total) permettent d'expliquer 54% de la variation géographique du taux d'invalidité entre les communes Belges.

Troisièmement, en analysant les flux d'entrée et de sortie de l'invalidité, il apparaît que les différences géographiques du taux d'invalidité sont en grande partie dues à des différences de taux *d'entrée* en invalidité. En effet, l'hétérogénéité géographique de la probabilité individuelle d'entrée en invalidité est largement plus élevée que l'hétérogénéité de la durée moyenne de l'invalidité. D'un point de vue décisionnel, cette observation implique que des politiques axées sur la prévention auront un effet potentiellement plus important sur la réduction des disparités géographiques que des politiques basées sur le retour à l'emploi. Quatrièmement, l'analyse de l'entrée en invalidité par catégorie socio-économique (salariés, demandeurs d'emploi, indépendants et inactifs) montre que les demandeurs d'emploi ont des probabilités d'entrée en invalidité estimées largement supérieures aux autres catégories. L'hétérogénéité géographique est également la plus forte dans cette catégorie et reste largement inexpliquée même après inclusion d'un ensemble de variables de contrôle. Cinquièmement, l'inclusion des caractéristiques personnelles dans le modèle permet de réduire substantiellement les différences de probabilité d'entrée en invalidité entre arrondissements chez les salariés et les indépendants. Cependant, certains arrondissements restent significativement au-dessus et en-dessous de la moyenne nationale, même après inclusion des caractéristiques individuelles dans le modèle, ce qui indique que d'autres variables non observées jouent un rôle dans la variation géographique du risque d'entrée en invalidité.

La structure de la présente recherche est la suivante. Premièrement, nous effectuons une revue de la littérature économique au sujet de l'invalidité et décrivons ensuite brièvement le système juridique Belge en vigueur. Deuxièmement, nous effectuons une analyse descriptive de l'évolution du taux d'invalidité ces dix dernières années. Troisièmement, nous effectuons une analyse économétrique au niveau des communes puis au niveau individuel. Enfin, nous discutons les résultats obtenus et élaborons des pistes de recherches futures.

2. Revue de la littérature et contexte institutionnel :

2.1. Revue de la littérature scientifique :

2.1.1. Facteurs explicatifs du taux d'invalidité

La littérature scientifique au sujet de l'invalidité est extrêmement variée en raison des multiples disciplines s'étant intéressées à ce sujet. Étant donné l'aspect socio-économique sous lequel s'inscrit la présente recherche, nous nous focaliserons dans cette revue de la littérature sur l'aspect social et économique de cette problématique, plutôt que sur son aspect médical ou juridique.

De nombreuses études récentes ont établi des conclusions alarmantes concernant l'évolution de la proportion de personnes en invalidité dans les pays occidentaux ces deux dernières décennies. Selon une étude de l'OCDE (2010), les dépenses publiques consacrées aux allocations d'invalidité dans les pays de l'OCDE s'élevaient en 2010 à environ 2% du PIB, avec des montants allant jusqu'à 4-5% du PIB en Hollande, en Norvège et en Suède. Un aspect particulier de cette augmentation est que celle-ci a été généralement concentrée à l'intérieur de certains groupes sociodémographiques et certaines zones géographiques historiquement moins favorisées (Autor & Duggan, 2006, Beatty, 2010, Autor et al., 2013). Rapidement, un grand nombre d'études ont tenté de discerner les facteurs à l'origine de cette augmentation en explorant trois dimensions : une dimension démographique, une dimension législative et une dimension économique. De ces études, un certain nombre de conclusions ont été tirées, que nous décrivons dans les paragraphes qui suivent.

Premièrement, les explications d'ordre purement démographique telles que le vieillissement de la population active ou l'inclusion d'une main d'œuvre en moins bonne santé sur le marché du travail n'expliquent qu'une faible part de l'augmentation du taux d'invalidité. Concernant l'hypothèse du vieillissement de la population active, la plupart des pays (dont la Belgique) ont connu une augmentation du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque catégorie d'âge (OCDE, 2010), montrant ainsi que ce facteur ne peut expliquer qu'une partie de l'augmentation du taux d'invalidité ces dernières années. Une autre hypothèse souvent avancée est celle de l'inclusion de populations marginales ou ayant une santé fragile sur le marché du travail au cours des dernières décennies, participant ainsi à l'augmentation du taux d'invalidité agrégé en raison de la propension plus élevée de ces populations à développer des maladies invalidantes. Cependant, Biorn et al. (2013) montrent à l'aide de données Norvégiennes que l'augmentation du taux d'absentéisme agrégé est essentiellement due à une augmentation du taux d'absentéisme individuel pour des personnes déjà bien intégrées sur le marché du travail. Ainsi, il ressort de la littérature que l'augmentation de l'absentéisme de longue durée est moins le résultat d'une recomposition de la population active que de changements sociétaux ayant affecté des individus déjà actifs sur le marché du travail.

Deuxièmement, des changements législatifs importants peuvent profondément modifier le taux d'invalidité sur le long terme. C'est le cas notamment des États-Unis qui ont vu leur taux d'invalidité augmenter significativement après un assouplissement des critères d'accès à ce programme en 1984 (Autor, 2011, Autor & Duggan, 2006) et des Pays Bas qui ont vu diminuer leur taux d'invalidité de 11% en 2001 à 7,2% en 2013 suite à un vaste panel de réformes législatives (Koning & Lindeboom, 2015). La plupart des études se sont jusqu'ici concentrées sur des changements législatifs (1) dans le processus d'évaluation de l'invalidité (de Jong et al., 2011, Stabuli, 2011), (2) du montant des allocations (Fevang et al., 2015) ou encore (3) des incitants aux employeurs de réinsérer leurs employés absents dans l'entreprise (Fevang et al., 2014). Toutes trouvent des effets significatifs et économiquement importants de ces réformes. Il est également possible que des changements

législatifs dans d'autres branches de la sécurité sociale (système de chômage, retraites, etc...) modifient les incitatifs de leurs bénéficiaires à appliquer aux allocations d'invalidité. Cependant, à certaines exceptions près (Low & Pistaferri, 2015, Mueller et al., 2016, Stabuli & Zweimuller, 2013), le degré de substitution entre les différentes branches de la sécurité sociale et l'invalidité a été encore peu étudié par le passé.

Troisièmement, le taux d'invalidité réagit fortement aux conditions économiques locales. Cette conclusion provient de deux catégories d'études, les premières utilisant des données agrégées au niveau de l'aire géographique, les secondes utilisant des données au niveau individuel. Parmi la première catégorie, Black et al. (2002) et Charles et al. (2017) étudient l'effet causal du revenu local par habitant aux États Unis (au niveau de l'arrondissement électoral) sur le montant des dépenses d'invalidité par habitant. En utilisant le niveau de ressources en charbon et en pétrole par arrondissement aux États-Unis comme variable instrumentale⁵ afin de distinguer l'effet causal d'une simple corrélation, Black et al. (2002) trouvent un effet négatif important du revenu par habitant sur les dépenses d'invalidité et estiment une élasticité de substitution entre -0,3 et -0,4. Dans la deuxième catégorie d'études, Bratsberg et al. (2013) montrent que la perte d'emploi d'un individu suite à une faillite d'entreprise augmente la probabilité d'être en invalidité après quatre ans de 100% chez les hommes et 50% chez les femmes.

La question naturelle qui se pose est de savoir quels sont les mécanismes sous-jacents à une telle relation entre activité économique et invalidité. Une réponse plausible est qu'une détérioration du revenu disponible et des opportunités d'emploi des individus entraîne une détérioration des conditions de vie ainsi qu'une pression psychologique accrue, augmentant le risque de développer des problèmes de santé. Bien que cette explication ait reçu un certain support empirique⁶, le fait que celle-ci constitue l'explication principale à ce lien observé est largement rejetée par la littérature économique. En effet, les économistes notent que dans la plupart des cas, l'augmentation des dépenses d'invalidité a été observée en même temps qu'une amélioration d'un certain nombre d'indicateurs de santé, tels que le taux de mortalité ou la proportion de personnes déclarant être en mauvaise santé (Autor, 2011, Autor & Duggan, 2003). De plus, de nombreux pays (incluant la Belgique) ont vu une diminution de l'âge moyen des bénéficiaires ainsi qu'une forte augmentation de pathologies dont l'évaluation dépend en grande partie des plaintes des personnes elles-mêmes, telles que les troubles mentaux et les douleurs chroniques. Ainsi, selon de nombreux économistes, le système d'invalidité est en partie utilisé comme substitut à l'assurance chômage en raison des avantages financiers que celui-ci procure aux bénéficiaires. L'explication principalement retenue jusqu'à aujourd'hui est que les fluctuations du taux d'invalidité proviennent d'une *interaction* entre l'état de santé et les perspectives offertes aux individus sur le marché du travail. Ainsi, à niveau de santé égal, une diminution des opportunités d'emploi augmente les incitatifs d'appliquer au régime d'invalidité. La diminution des opportunités d'emploi peut elle-même provenir d'une mauvaise conjoncture économique ou bien d'un changement économique structurel, notamment une baisse de la demande de travailleurs peu qualifiés. L'effet incitatif dépend également du système législatif en place dans chaque pays, notamment du montant des allocations de chômage et d'invalidité et de la rigueur des deux systèmes.

⁵ En effet, les fluctuations des prix du pétrole et du charbon entraînent une variation de l'activité économique dans les régions, plus ou moins importante, selon la taille de leurs ressources en ces matières premières.

⁶ Une littérature analysant les effets d'une perte exogène d'emploi ont montré un effet significatif sur la mortalité (Bratsberg et al. 2013, Sullivan & Von Wachter 2009, le risque d'hospitalisation lié à l'alcoolisme (Eliaison & Storrie 2009) ainsi qu'une consommation accrue d'antidépresseurs (Kuhn et al. 2009).

Il est également important de noter que si ce problème d'« aléa moral » a été généralement placé du côté des travailleurs, celui-ci peut-être également le résultat des employeurs eux-mêmes. En effet, en présence de coûts de licenciement élevés, il est profitable pour les employeurs de se séparer de leurs employés via le régime d'invalidité, pour lequel ceux-ci ne sont redevables d'aucune redevance financière vis-à-vis de leurs employés. Cette explication a trouvé un soutien empirique aux Pays Bas (de Jong, 2008).

Enfin, les fluctuations économiques peuvent également influencer l'entrée en invalidité via leurs effets sur la charge de travail ou le stress. Bien que cette explication n'ait été que faiblement explorée par des travaux empiriques, des études à ce sujet montrent un effet important du stress et de la charge de travail sur la santé des travailleurs (Hummels et al., 2016). La difficulté des études empiriques est que l'invalidité est généralement le résultat d'une longue période de dégradation de la santé, ce qui complique l'établissement d'un lien de causalité explicite entre des changements dans l'environnement de travail et le risque d'entrée en invalidité. Récemment, Hummels et al. (2016) ont montré à l'aide de données danoises que la consommation d'antidépresseurs ainsi que le taux d'hospitalisations liées à des attaques cardiaques augmentent significativement chez les travailleurs lorsque leur entreprise fait face à une augmentation de la demande. Le mécanisme avancé ici est qu'un choc de demande exogène entraîne une détérioration de la santé des travailleurs en raison d'une augmentation de la cadence de travail qu'il provoque. Une augmentation des cadences ou une détérioration des conditions de travail peuvent également survenir suite à une augmentation de l'environnement concurrentiel (Colantone et al., 2015) ou à une récession (Boone et al. 2011).

2.1.2. Disparités géographiques de l'invalidité :

Bien que la littérature ayant étudié spécifiquement l'aspect géographique⁷ de l'invalidité soit peu développée, il est possible de tirer certaines conclusions des articles existants. Il est tout d'abord intéressant d'identifier les facteurs à l'origine des disparités géographiques des dépenses ou du taux d'invalidité en regard des trois canaux identifiés précédemment, à savoir (1) des différences démographiques, (2) des différences législatives ou de normes d'évaluation de l'invalidité et (3) des différences socio-économiques entre localités. Bien qu'aucune analyse quantitative n'ait encore identifié l'importance respective de chaque facteur dans la variation géographique du taux d'invalidité, il est probable que chacun d'entre eux joue un rôle significatif.

INAMI (2012) a étudié le rôle de l'âge et du ratio hommes/femmes dans la population active sur les différences de taux d'invalidité entre arrondissements en Belgique. Il y est notamment montré que ces facteurs jouent un rôle négligeable dans la dispersion géographique du taux d'invalidité. En effet, même en assumant que la population de chaque arrondissement possède une structure d'âge et de genre égaux, les différences de taux d'invalidité restent quasiment inchangées.

Le rôle de facteurs socio-économiques a retenu la plus grande attention de la part des économistes dans l'analyse des disparités géographiques des dépenses ou du taux d'invalidité. Comme expliqué dans la section précédente, des différentiels de conditions économiques peuvent affecter le taux d'invalidité soit directement via un niveau de santé hétérogène, soit via des incitatifs liés aux conditions locales du marché de travail. Ainsi, des différentiels spatiaux de revenu moyen, de charge physique ou mentale du travail, d'opportunités d'emplois sont autant de facteurs économiques

⁷ Il est important de préciser ici que l'aspect géographique comprend ici la variation spatiale des dépenses ou du taux d'invalidité *à l'intérieur* des pays, les différentes définitions de l'invalidité à travers les pays rendant les comparaisons internationales difficiles.

potentiellement importants pour expliquer les différentiels géographiques de taux d'invalidité. De plus, à long terme, l'environnement économique influence lui-même un ensemble de pratiques (éducation, alimentation, activité physique,...) déterminantes dans la santé des individus.

Une autre voie d'explication des disparités géographiques du taux d'invalidité réside dans un ensemble de normes d'évaluation ou d'effets de réseau, hétérogènes à travers les zones géographiques. La législation sur les conditions d'accès au régime d'invalidité étant similaire dans toute la Belgique, il faudrait donc que ces différences soient le résultat soit des médecins conseils, soit des tribunaux du travail⁸. Concernant le rôle des médecins dans l'évaluation de l'incapacité de travail en Norvège, Markussen et al. (2011) trouvent un effet significatif de l'identité du docteur sur le taux d'absentéisme des individus. Par exemple, les docteurs femmes sont en moyenne plus strictes que les hommes et les docteurs âgés (>40 ans) tendent à être moins stricts que les jeunes (<40 ans). Les effets de réseau sont un autre facteur explicatif faisant aujourd'hui l'objet d'un intérêt croissant. En effet, Markussen & Roed (2015) montrent que les effets d'interactions entre les individus de mêmes groupes sociaux (famille, voisinage, école, origine ethnique) sont économiquement importants en regard de l'utilisation de la sécurité sociale (chômage, pré-retraite, maladie ou invalidité confondus) par les individus. Leurs résultats empiriques pour la Norvège montrent un effet « boule de neige », dans lequel le fait pour un individu de bénéficier d'une allocation de la sécurité sociale influence positivement la probabilité pour tous les membres du réseau (école, famille, voisinage) de bénéficier également d'une allocation similaire dans le futur.

Nous avons vu qu'un grand nombre de facteurs différents peuvent être à l'origine des disparités géographiques du taux d'invalidité. De manière générale, la plupart des articles évoquent un problème d'aléa moral important, lié à des incitatifs d'ordre économique (perte d'emploi, licenciement déguisé ou réduction de l'écart entre l'allocation d'invalidité et le salaire actuel) ou sociaux (effets de réseau) et favorisé par un processus d'évaluation souvent jugé trop tolérant ainsi que de trop faibles incitatifs de retour à l'emploi pour les personnes en invalidité. Ainsi, la possibilité que les disparités géographiques du taux d'invalidité en Belgique soient en partie le résultat d'un problème d'aléa moral ne peut être exclue. Il est cependant important de noter que la plupart des études citées précédemment ont été menées soit aux États-Unis, soit en Norvège et peuvent ainsi être en partie le résultat d'insuffisances de leur système d'assurance invalidité respectif⁹.

2.1.3. Littérature sur l'Invalidité en Belgique :

Malgré une littérature importante sur l'invalidité dans de nombreux pays de l'OCDE, les études spécifiquement centrées sur la Belgique sont rares (Jousten et al., 2011, Karakaya et Plasman, 2011, INAMI 2013). Jousten et al. (2011) évalue le rôle respectif des incitatifs financiers et de la santé dans la décision de prendre une retraite anticipée pour les travailleurs âgés (50 ans et plus). Celui-ci conclut que les incitatifs financiers jouent un rôle prépondérant dans la décision des travailleurs âgés de sortir du marché de l'emploi et que cette sortie est souvent effectuée via le régime d'invalidité. L'INAMI publie également un rapport annuel descriptif de l'évolution des dépenses et du taux d'invalidité en Belgique dans lequel divers aspects de l'invalidité (Taux, nombre d'invalides, dépenses, etc) sont

⁸ Voir la section suivante pour plus d'informations sur le système d'invalidité en Belgique.

⁹ En effet, les États-Unis possèdent un système de chômage extrêmement restreint, ce qui incite les travailleurs ayant perdu leur emploi à quitter le marché du travail via le régime d'invalidité (Autor Dorn, Hanson 2013). À l'inverse, le régime d'invalidité en Norvège est historiquement un des plus généreux et comporte des procédures d'évaluation minimales (OECD 2010).

observés au cours du temps. Bien que ce rapport apporte un grand nombre d'éléments descriptifs intéressants, les causes de l'augmentation du taux ou des dépenses d'invalidité n'y sont pas abordées.

2.1.4. Conclusions de la revue de la littérature :

Notre revue de la littérature s'est essentiellement focalisée sur les études économiques internationales étudiant les facteurs explicatifs des dépenses et du taux d'invalidité. Nous avons vu que le niveau de santé n'est pas le seul déterminant de la décision d'appliquer au régime d'invalidité. En effet, d'autres facteurs d'ordre économique (comparaison entre les gains espérés en restant actif sur le marché du travail et les revenus d'invalidité, licenciements déguisés), sociaux (circulation d'informations, normes de groupe, etc) ou législatifs entrent également en jeu. L'importance de ces facteurs dépend en grande partie de la manière dont l'invalidité est elle-même évaluée par l'organisme assureur (ici, les médecins conseil des mutuelles et le Conseil Médical de l'Invalidité de l'INAMI) ainsi que de la difficulté d'accès à d'autres régimes d'aide sociale (assurance chômage, pré-retraite, etc...). Les disparités géographiques du taux d'invalidité en Belgique peuvent ainsi provenir d'une inégale distribution géographique de ces facteurs explicatifs.

Par rapport à cette vaste littérature, notre objectif est double. Premièrement, étant donné le faible nombre d'études spécifiques à la Belgique, une première étape sera d'élaborer une description détaillée de l'état de l'invalidité en Belgique, en insistant sur l'aspect géographique de cette problématique. Deuxièmement, plutôt que d'adopter une approche causale (c'est-à-dire en établissant l'effet causal d'un facteur spécifique sur le taux d'invalidité), nous établirons la capacité d'un ensemble de variables à expliquer la variation géographique du taux d'invalidité et du risque individuel d'entrée en invalidité. Nous discuterons enfin l'importance potentielle de facteurs non observés à l'origine de la variation géographique résiduelle du taux d'invalidité, en regard des résultats obtenus précédemment dans la littérature scientifique.

2.2. Incapacité de travail et invalidité : Schéma institutionnel en Belgique

2.2.1. Introduction :

Avant de passer à l'analyse des données sur l'invalidité, il est important de saisir le schéma institutionnel relatif à l'incapacité de travail et à l'invalidité existant en Belgique. Dans cette section, nous décrivons donc différents aspects du système actuel, notamment l'aspect financier (montant des allocations) et les conditions d'accès au régime d'incapacité primaire et d'invalidité.

L'invalidité est définie en Belgique comme une incapacité de travail dont la durée est supérieure ou égale à une année. La prise en charge financière de l'assurance invalidité est effectuée au niveau fédéral, par l'INAMI, tandis que l'incapacité primaire (incapacité dont la durée est inférieure à une année) est prise en charge par les mutuelles. Les deux systèmes étant relativement différents l'un de l'autre, nous décrivons ceux-ci séparément.

2.2.2. Incapacité primaire :

Selon l'INAMI, « Les travailleurs salariés, les demandeurs d'emploi, les travailleurs indépendants et les ouvriers mineurs qui ne peuvent plus travailler à cause d'une maladie ou d'un accident (mais pas à cause d'une maladie professionnelle ni d'un accident de travail) ont droit à des indemnités d'incapacité

de travail ». En pratique cependant, l'accès aux allocations d'incapacité de travail est conditionnel à une ancienneté minimum dépendant du statut social (employé/ouvrier) et du type de contrat (CDI, CDD).

L'incapacité de travail primaire donne droit au travailleur à une indemnité journalière payée par la mutuelle, si celui-ci remplit trois critères¹⁰ :

1. Avoir cessé toute activité productive
2. Cette cessation doit être la conséquence directe de la survenue ou d'une aggravation de troubles ou lésions fonctionnels.
3. En raison de son état de santé, le travailleur ne peut gagner plus de 33% de ce qu'un autre travailleur ayant une formation et une expérience similaires pourrait gagner en l'absence de ces troubles ou lésions.

Le médecin conseil de la mutualité est la personne compétente pour évaluer l'incapacité primaire. Celui-ci doit en effet évaluer si la capacité du patient à effectuer sa profession est réduite d'au moins 66%. Un élément important doit être considéré ici. En effet, durant les 6 premiers mois d'incapacité primaire, le médecin conseil évalue la capacité de gain à partir de la dernière profession exercée par le patient. À partir du 7^{ème} mois d'incapacité, la capacité de gain est évaluée à partir de toutes les professions que le patient a ou aurait pu exercer selon sa formation et son expérience, à la condition que celles-ci n'entraînent pas un déclassement social (INAMI, 2015).

Au cours du premier entretien, le médecin conseil fixe une date de rendez-vous avec le patient au cours de laquelle l'incapacité sera réévaluée. Le médecin conseil peut cependant convoquer à tout moment le patient pour une nouvelle évaluation. À partir du 7^{ème} mois d'incapacité primaire, le conseil médical de l'INAMI peut également réévaluer l'état d'incapacité et décider lui-même de la fin de reconnaissance de l'incapacité.

Le montant de ces indemnités dépend du statut du travailleur (employé, ouvrier, chômeur ou indépendant), du type de contrat ainsi que de la durée de l'incapacité primaire. Le tableau 1 reprend les montants associés à chaque groupe de travailleur en fonction de la durée de l'incapacité.

¹⁰ Source : <http://www.inami.fgov.be/>

Tableau 1: Montants de l'allocation d'incapacité selon le régime et la durée.

Durée de l'incapacité primaire	Régime ouvriers		Régime employés		Régime chômeurs	Régime indépendants
	À charge de l'employeur	À charge de la mutuelle	À charge de l'employeur	À charge de la mutuelle	À charge de la mutuelle	À charge de la mutuelle
1er -7ème jour	100%	/	100%	/	Min(allocation chômage; 60% dernière rémunération brute)	Montant forfaitaire
8ème - 14ème jour	85,88%	/	100%	/	idem	idem
15ème - 30ème jour	25,88%; 85% au-delà du plafond INAMI	60% (limité par le plafond INAMI)	100%	/	idem	idem
30ème jour- 6ème mois	/	60% (limité par le plafond INAMI)	/	60% (limité par le plafond INAMI)	idem	idem
6ème mois- 12ème mois	/	60% (limité par le plafond INAMI)	/	60% (limité par le plafond INAMI)	60% dernière rémunération brute (limité par le plafond INAMI)	idem

Notes :

1. La situation familiale ne joue aucun rôle durant les 6 premiers mois d'incapacité. À partir du 6^{ème} mois, le statut familial détermine le montant maximal et minimal de l'allocation.
2. Les montants des indemnités sont imposés sur base des mêmes règles que le régime habituel.
3. En cas de rechute endéans les 14 jours de la reprise de l'activité après une période d'incapacité primaire, le montant de l'indemnité est calculé comme si le travailleur n'avait pas repris le travail.
4. Les accidents de travail et maladies professionnelles sont soumis à un régime distinct, étant donné que ceux-ci sont pris en charge soit par l'organisme assureur ou les fond des accidents de travail, soit par le fond des maladies professionnelles.

Sources : Voir site web <http://www.emploi.belgique.be/defaultTab.aspx?id=42337>

2.2.3. Invalidité :

Au-delà de la première année d'incapacité primaire, le terme « invalidité » est utilisé. Plusieurs changements ont lieu après le passage en invalidité.

Concernant les conditions d'accès au régime d'invalidité, celles-ci sont similaires à celles de l'incapacité primaire, avec notamment une réduction de la capacité de gain de minimum 66%. Cette réduction est cependant établie sur base de toutes les professions que le travailleur a ou aurait pu exercer étant donné ses formations et son expérience (comme pour l'incapacité primaire de 7 mois ou plus). De plus, la période dite de « rechute » est plus longue que pour l'incapacité primaire. En effet, si le travailleur retombe en incapacité endéans les 3 mois de la reprise de l'activité après une période invalidité, celui-ci sera directement considéré comme invalide, sans repasser par l'état d'incapacité primaire.

Le contrôle est effectué par le Conseil Médical de l'Invalidité (CMI) de l'INAMI, étant composé de neuf médecins des organismes assureurs et neuf médecins du service des indemnités de l'INAMI. En pratique, au neuvième mois d'incapacité de travail, le médecin conseil de la mutuelle envoie un dossier reprenant les informations personnelles du travailleur ainsi que les motifs pour lesquels celui-ci estime

que ce dernier n'est pas apte au travail. Le CMI peut alors décider soit d'accepter la demande, soit de convoquer le travailleur à un entretien personnel effectué dans un des centres de l'INAMI, soit de refuser la demande. En cas de refus, le travailleur peut effectuer un recours auprès d'un tribunal de travail. Les procédures sont cependant relativement longues (généralement 1 à deux ans). Durant la période de recours, le travailleur est généralement indemnisé par le régime du chômage à titre provisionnel.

Chez les salariés, le montant de l'indemnité d'invalidité est constitué d'un pourcentage du montant du dernier revenu perçu par le travailleur si celui-ci est salarié ou d'un pourcentage de la rémunération sur base de laquelle est calculée l'allocation de chômage si celui-ci est demandeur d'emploi. Le montant de l'indemnité d'invalidité est déterminé en fonction du statut familial du travailleur invalide (65% pour les travailleurs avec famille à charge, 55% pour les isolés et 40% pour les cohabitants). Un montant plancher et un montant plafond sont fixés en fonction de la situation familiale du travailleur. Ces montants sont actualisés chaque année. Enfin, une retenue de 3,5% est prélevée de ce montant pour le régime des pensions.

Chez les indépendants, l'allocation d'invalidité est forfaitaire et dépend également de la situation familiale du travailleur. Les montants journaliers de l'allocation en 2017 étaient respectivement de 57,29 eur, 45,85 eur et 35,16 eur pour les travailleurs avec famille à charge, les isolés et les cohabitants.

Commentaires sur la capacité de gain :

La capacité de gain est une notion complexe sujette à de multiples interprétations. Il convient donc de préciser celle-ci. Dans une étude juridique, l'INAMI liste un certain nombre d'éléments à prendre en compte pour conclure à une réduction de capacité de gain supérieure à 66%. Ces éléments sont les suivants (INAMI, 2015) :

- La condition de l'assuré
- Ses antécédents médicaux
- La catégorie professionnelle à laquelle appartient l'activité professionnelle que l'intéressé exerçait au moment où il a été reconnu incapable de travailler
- Les différents professions qu'il a exercées ou aurait pu exercer du fait de sa formation professionnelle.

Les deux derniers points font référence à d'autres activités économiquement rentables que le travailleur pourrait effectuer malgré la détérioration de sa santé.

La catégorie professionnelle comprend un ensemble de professions auxquelles le travailleur a accès en raison de sa formation. Si celui-ci ne possède pas de formation, il fait partie de la catégorie professionnelle de la main d'œuvre non qualifiée, comprenant « toutes les professions qui ne requièrent pas de qualification spécifique et que celui-ci est censé être capable d'effectuer » (ibid INAMI, 2015).

La formation professionnelle comprend à la fois les connaissances théoriques et les connaissances acquises par la pratique d'une activité. Même une formation suivie il y a de nombreuses années et nécessitant un rafraîchissement peuvent entrer dans la liste de la formation professionnelle. En revanche, si ces formations sont obsolètes du fait de l'évolution de l'activité (par ex. à cause de l'évolution technologique), celles-ci ne peuvent être reprises sur la liste. On voit là cependant une grande marge d'interprétation possible, ce qui implique une évaluation fortement dépendante des décisions prises dans le passé par les tribunaux de travail pour des cas similaires.

Toujours selon l'INAMI (2015), la capacité de gain ne doit pas uniquement être évaluée en regard aux plaintes émanant de l'intéressé (douleurs, fatigue,...) mais plutôt en regard de la possibilité objective pour celui-ci d'effectuer une activité lui permettant de gagner plus du tiers de ce qu'un travailleur de référence pourrait obtenir. L'accent est donc mis sur la capacité du travailleur d'effectuer une activité, dans la mesure où celle-ci ne dépasse pas un certain seuil de souffrance physique ou psychologique.

Enfin, la situation socioéconomique de l'intéressé ne peut entrer en compte dans l'évaluation de l'invalidité. Cet élément est important du fait qu'il établit une différence claire entre le régime de chômage et d'invalidité. Ainsi, l'étude cite une décision de la cour du travail de Bruxelles de 1999, dans laquelle il est affirmé que « dans l'assurance maladie-invalidité, la capacité du travailleur à exercer une certaine activité professionnelle uniquement devait être évaluée et pas les possibilités réelles de recrutement qui pourraient lui être proposées étant donné que l'assurance maladie-invalidité couvre un autre risque social que l'assurance chômage invoquée pour faire face au manque de travail (...). On tient compte d'un marché de l'emploi idéal. On sait bien qu'il ne correspond pas à la réalité mais la distance entre l'idéal et la réalité n'est pas couverte par l'assurance maladie » (ibid INAMI, 2015).

2.2.4. Conclusions de la section :

Cette section a montré que de nombreux facteurs entrent en compte dans la détermination du montant de l'allocation d'invalidité et dans les conditions d'accès à ce régime. Concernant les conditions d'accès, nous avons vu que la décision du CMI est fondée sur une évaluation de la *capacité de gain* de l'intéressé, qui est une notion juridique complexe, pouvant faire l'objet de diverses interprétations. De plus, un changement important survient à partir du septième mois d'incapacité de travail, à savoir que la réduction de la capacité de gain n'est plus évaluée sur base de l'emploi actuel mais sur base de toutes les professions que le travailleur pourrait potentiellement exercer. Ce changement de définition entraîne naturellement la difficulté de savoir à quelles professions l'intéressé aurait éventuellement accès, ce qui ajoute un élément subjectif supplémentaire.

Bien que la décision soit exercée par le CMI de l'INAMI, qui est un organisme fédéral, la justification de l'incapacité de travail dépend en grande partie du médecin conseil de la mutualité. Le recours en appel à la décision du CMI est effectué par les tribunaux du travail, qui sont répartis en Belgique selon les arrondissements judiciaires¹¹. Ainsi, nous voyons que malgré une législation égale partout en Belgique, l'hypothèse que les normes d'évaluation soient différentes à travers les arrondissements ne peut être écartée. Les données utilisées dans la présente étude ne nous permettent pas d'identifier clairement ce mécanisme. Cependant, Autor et al. (2017) montrent dans une étude récente, qu'une hétérogénéité substantielle existe en Norvège dans le degré de sévérité des juges concernant la décision d'accès au régime d'invalidité. Une recherche approfondie serait ainsi nécessaire pour identifier un mécanisme similaire en Belgique.

¹¹ La Belgique comptait 27 arrondissements judiciaires jusqu'en 2014 et en contient aujourd'hui 12.

3. Données utilisées dans la recherche :

Nos analyses descriptives et économétriques peuvent être distinguées en trois volets principaux. Premièrement, nous effectuons une analyse descriptive en utilisant d'une part une base de données fournie par l'INAMI et d'autre part un échantillon de données administratives au niveau individuel. Deuxièmement, nous effectuons une analyse économétrique au niveau macroéconomique en utilisant la commune comme unité de référence. Troisièmement, nous effectuons une analyse économétrique au niveau individuel en utilisant l'échantillon de données administratives. Les données agrégées et individuelles proviennent donc de deux sources distinctes.

3.1. Données Agrégées :

Nous avons dans un premier temps recueilli un ensemble de données indiquant l'évolution annuelle (au 31/12) du nombre d'invalides et de titulaires indemnissables par sexe, statut social, arrondissement (ou commune) et catégorie de pathologie. Ces données proviennent directement du département des statistiques de l'INAMI et couvrent les années 1995-2014 ou 2005-2013¹². Les statistiques du nombre de titulaires indemnissables et invalides au niveau communal proviennent de la même source mais ne sont disponibles que pour les années 2009-2015.

Étant donné que notre analyse économétrique au niveau agrégé est effectuée au niveau communal, nous utilisons également différentes sources de données démographiques et socio-économiques au niveau des communes Belges. La liste des sources pour chaque variable utilisée ainsi qu'un tableau descriptif de celles-ci sont présentés en annexes (Annexes 1 et 3). Les années couvertes par nos données ont été choisies sur base de leur disponibilité. Ainsi, la période couverte par l'ensemble des données est la période 2009-2013.

3.2. Données individuelles :

La deuxième analyse économétrique que nous effectuons dans cette recherche utilise des données administratives à caractère individuel anonymisées provenant de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (BCSS). La BCSS est une base de données réunissant des informations au niveau individuel provenant de différents organismes fédéraux.

Nous avons sélectionné un échantillon aléatoire de 6% de l'ensemble de la population des 20-70 ans résidant en Belgique au cours de l'année 2007. L'échantillonnage a été stratifié par sexe et par arrondissement. Des individus sélectionnés, un ensemble de caractéristiques ont été enregistrées au dernier jour de chaque trimestre, entre 2003 et 2014. Au total, nous disposons d'un échantillon initial de 416 987 individus, suivis sur 48 trimestres. Une description précise des variables extraites de la BCSS ainsi qu'un tableau récapitulatif des données peuvent être trouvés en annexe (Annexe 2 et 4).

¹² La période couverte par les données dépend de la stratification de celles-ci. En effet, les données stratifiées uniquement par sexe et statut social couvrent les années 1995-2014. En revanche, les données stratifiées par arrondissement ne couvrent que la période 2005-2013 pour les salariés et 2007-2013 pour les indépendants.

4. Analyse descriptive :

4.1. Introduction :

Avant de passer à l'analyse économétrique, la première partie de cette recherche est dédiée à une analyse descriptive du régime d'invalidité en Belgique. Pour cela, nous utilisons les deux bases de données à notre disposition (agrégées et individuelles) afin d'analyser différents aspects de l'invalidité et de son évolution ces quinze dernières années. L'analyse descriptive est effectuée de manière suivante. Premièrement, nous analysons l'évolution du taux d'invalidité au niveau national en distinguant le rôle du sexe, du statut social et de l'âge. Deuxièmement, nous analysons la dispersion du taux d'invalidité entre arrondissements en utilisant la méthode de standardisation. Nous étudions également le lien entre le niveau initial du taux d'invalidité (en 2005) et son évolution entre 2005 et 2013 afin d'observer si des dynamiques convergentes ou divergentes apparaissent. Troisièmement, nous distinguons les différents groupes de pathologies afin d'analyser ensuite si certaines pathologies touchent particulièrement certains groupes de travailleurs et/ou arrondissements. Enfin, nous utilisons notre échantillon de données individuelles afin d'analyser les flux d'entrées et de sortie de l'invalidité et en analysant l'effet du statut socio-économique (Salarié, indépendant, demandeur d'emploi ou inactif) et de l'arrondissement de résidence.

4.2. Analyse des données agrégées :

Dans cette partie, nous étudions l'évolution du taux d'invalidité en Belgique en explorant les différentes dimensions observables à partir des données agrégées¹³. Pour cela, nous procéderons de manière séquentielle, en décomposant progressivement le taux d'invalidité selon ses différentes dimensions (sexe, âge, statut social, arrondissement et pathologie). Notre analyse permettra ainsi dans un premier temps d'identifier les groupes d'individus les plus sujets au risque d'invalidité. L'utilisation de la méthode du shift-share (expliquée dans les sections suivantes) permettra de décomposer l'augmentation du taux d'invalidité et ainsi de comprendre quelles catégories d'individus ont le plus participé à l'augmentation du taux d'invalidité agrégé. La question des disparités géographiques du taux d'invalidité sera abordée et la méthode de standardisation sera utilisée pour comprendre dans quelle mesure les différentiels de taux d'invalidité entre arrondissements sont dus à des différences de composition des travailleurs selon des caractéristiques observables (âge, sexe, statut social). Enfin, nous distinguerons les différentes catégories de pathologies et étudierons si les arrondissements sont affectés de manière homogène par les différents groupes de pathologies ou si certains arrondissements sont particulièrement affectés par certaines pathologies.

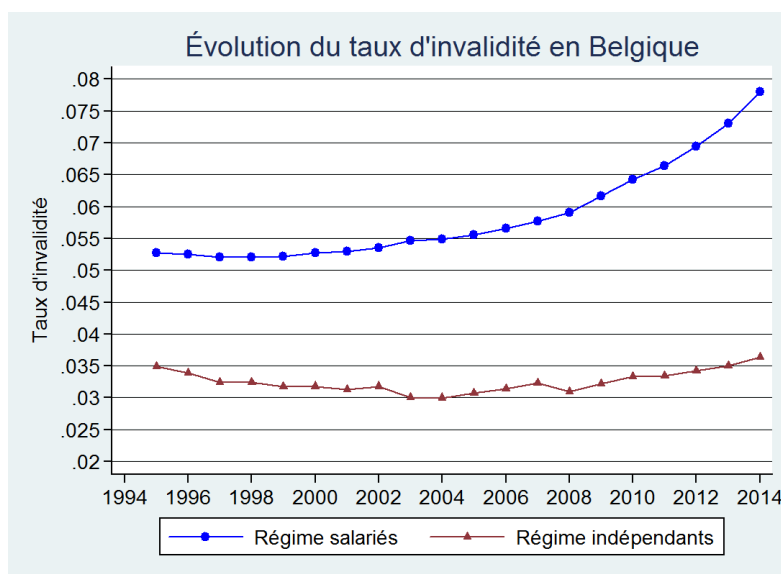
¹³ Par « taux d'invalidité », nous entendons ici le nombre de personnes en invalidité divisé par le nombre total de titulaires indemnisables, d'où l'on a retiré les prépensionnés. En effet, le groupe des prépensionnés bénéficiant d'un régime plus favorable que les personnes en invalidité, la probabilité pour ceux-ci d'entrer en invalidité est quasiment nulle.

4.2.1. Évolution du taux d'invalidité au niveau national :

Faits généraux :

La figure 3 montre l'évolution du taux d'invalidité en Belgique entre 1995 et 2014 pour le régime des salariés et des indépendants. Un premier élément frappant est que la tendance à la hausse est particulièrement plus prononcée chez les salariés que chez les indépendants. Chez les premiers, le taux d'invalidité est passé de 5,27% à 7,8% entre 1995 et 2014, contre une augmentation de 3,49% à seulement 3,64% chez les indépendants. De telles différences de niveaux et de tendances indiquent qu'il sera important de distinguer ces deux catégories dans nos futures analyses.

Figure 3: Évolution du taux d'invalidité 1995 – 2014



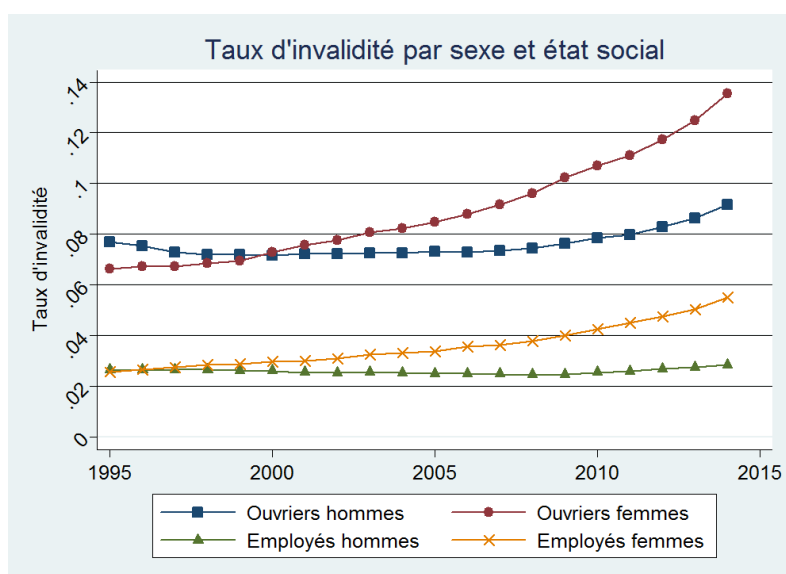
Sources : données INAMI et calculs propres.

Analyse pour le régime des salariés :

Décomposition de l'augmentation par sexe et statut social :

Il est avéré que le taux d'invalidité diffère fortement selon le sexe et le statut social des travailleurs (INAMI, 2013). Ces différences ont augmenté au cours de ces dernières années, en particulier à partir de 2005-2006, date à partir de laquelle l'augmentation s'est accélérée dans la catégorie des ouvriers femmes (voir figure 4). Il est également important de noter que si l'augmentation du taux d'invalidité chez les hommes a été relativement faible sur l'ensemble de la période, celle-ci a été plus rapide depuis 2008-2009.

Figure 4: Évolution du taux d'invalidité par sexe et catégorie sociale.



Sources : données INAMI et calculs propres.

Il est également intéressant de calculer la part de chaque catégorie de travailleurs dans l'augmentation totale du taux d'invalidité. En effet, si l'augmentation a été très forte dans certaines catégories fortement minoritaires ou ayant fortement diminué ces dernières années, celle-ci ne devrait affecter que faiblement l'augmentation du nombre total d'invalides. Afin de calculer l'importance relative de chaque groupe de travailleurs (défini par sexe et statut social) dans l'augmentation totale du taux d'invalidité nous utilisons la méthode du « shift-share ». Cette méthode permet de séparer l'augmentation du taux d'invalidité national en deux effets :

Effet de composition : Évolution du taux d'invalidité agrégé due à l'évolution de la part d'une catégorie de travailleurs dans l'emploi total.

Effet « interne » : Évolution du taux d'invalidité agrégé due à l'évolution du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque catégorie de travailleurs.

Formellement, cette formule repose sur des méthodes de log-linéarisation et est représentée comme suit :

$$\Delta Taux. inv = \sum_{i=1}^I \left(\frac{\overline{N_i}}{N} \right) * \Delta Taux. inv_i + \sum_{i=1}^I \Delta \left(\frac{N_i}{N} \right) * \overline{Taux. inv}_i$$

Dans cette formule, Δ représente la différence entre 2003 et 2014, N_i représente le nombre de titulaires indemnissables dans chaque catégorie i (Ouvrier homme, Ouvrier femme,...), N est le nombre total de titulaires indemnissables et la barre indique la moyenne de la variable entre 2003 et 2014¹⁴. Le premier terme de la somme est l'effet intra-groupe tandis que le deuxième terme est l'effet de composition. Il est important de noter que chaque effet est le produit de deux éléments. L'effet intra-groupe est en effet composé de l'évolution du taux d'invalidité pour chaque catégorie, multiplié par la part relative de cette catégorie. Par exemple, on pourrait observer un effet intra-groupe important dû

¹⁴ Nous utilisons l'année 2003 car il semble que cette date représente le début de l'accélération de l'augmentation du taux d'invalidité.

à une faible augmentation du taux d'invalidité dans un groupe fortement majoritaire et un effet intra-groupe peu important malgré une augmentation du taux d'invalidité dans un autre groupe fortement minoritaire.

Tableau 2: Décomposition par sexe et catégorie sociale (salariés)

Sexe-statut social	Nombre de TI-prép ¹⁵		Part dans le nombre total de TI-prép salariés		Effet intra-groupe	Effet inter-groupe	Contribution dans l'évolution totale
	2003	2014	2003	2014	2003-2014	2003-2014	2003-2014
Ouvriers hommes	1.280.181	1.320.862	34,80%	32,00%	0,0062688	-0,00229	0,00398 (17,00%)
Ouvriers femmes	718.312	832.919	19,50%	20,20%	0,01091	0,00072	0,01163 (49,70%)
Employés hommes	681.181	774.057	18,50%	18,80%	0,00056	0,00007	0,00063 (2,70%)
Employés femmes	998.573	1.197.253	27,10%	29,00%	0,00635	0,00082	0,00716 (30,60%)
Total	3.678.247	4.125.091	100%	100%	0,02408	-0,0006849	0,0234 (100%)

Notes: Les colonnes 2 et 3 (4 et 5) indiquent le nombre de TI-prép. dans chaque catégorie de travailleurs en 2003 et 2014. Les colonnes 6 et 7 indiquent l'effet intra et inter groupe pour chaque catégorie. Dans la colonne 8, le pourcentage entre parenthèses indique la part de chaque groupe dans l'augmentation totale du taux d'invalidité national.

Sources: données INAMI et calculs propres

Le tableau 2 confirme les intuitions des graphiques précédents, à savoir que l'augmentation du taux d'invalidité est essentiellement due à une augmentation du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque catégorie. En effet, on observe que l'effet de composition de la main d'œuvre a contribué à une très légère *diminution* du taux d'invalidité, dû à la forte réduction de la part des ouvriers hommes dans la population des salariés. En d'autres mots, si le taux d'invalidité était resté inchangé dans chaque catégorie de travailleurs, le taux d'invalidité agrégé aurait légèrement baissé entre 2003 et 2014. En revanche, on observe qu'un peu plus de 80% (49,7% + 30,6%) de l'augmentation du taux d'invalidité peut être attribuée aux femmes. En particulier, les ouvriers femmes ne représentent que 20% du total des titulaires indemnisables mais contribuent à la moitié de l'augmentation du taux d'invalidité national. On observe ainsi que la contribution importante des femmes à l'augmentation totale du taux d'invalidité est essentiellement due à une augmentation du taux d'invalidité intra-catégories et non à une augmentation de la part des femmes dans le total des TI-prép.

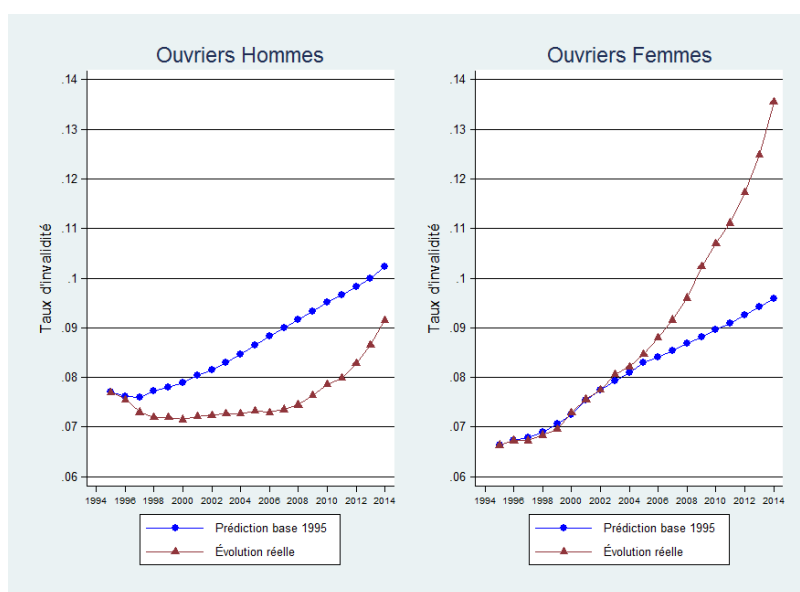
¹⁵ Pour rappel : TI-prép fait référence au nombre de titulaires indemnisables duquel on a retiré les prépensionnés.

Analyse de l'effet de la structure d'âge sur le taux d'invalidité :

Parmi les causes diverses de l'augmentation du taux d'invalidité, le vieillissement de la population active est souvent cité comme ayant joué un rôle important. En effet, il est avéré que le risque de contracter une maladie invalidante augmente fortement avec l'âge et qu'un vieillissement de la population active entraînera mécaniquement une augmentation du taux d'invalidité.

Pour tester cette hypothèse, nous avons recours à un simple exercice. Pour chaque catégorie sociale et sexe, nous projetons l'évolution du taux d'invalidité dans le cas où seule la structure d'âge de la population active aurait changé et comparons cette projection avec l'évolution réelle du taux d'invalidité¹⁶. De manière formelle, nous calculons pour chaque année $\frac{\sum_{i=1}^k \text{taux}_{inv1995,i} * TI_{ia}}{TI_a}$, où i représente la classe d'âge, TI_{ia} le nombre de titulaires indemnifiables dans la catégorie i pour l'année a et, TI_a le nombre total de titulaires indemnifiables pour l'année a . Cette méthode nous permet de mesurer le rôle joué par le vieillissement de la population active depuis ces vingt dernières années. Les figures 5 et 6 montrent graphiquement la comparaison entre ce taux d'invalidité hypothétique et le taux d'invalidité réel, tandis que les graphiques en annexes montrent l'évolution du taux d'invalidité par sexe, statut social et catégorie d'âge.

Figure 5: Comparaison du taux d'invalidité prédit sur base de l'année 1995 et taux d'invalidité effectif – ouvriers



Sources : données INAMI et calculs propres.

¹⁶ La même méthode a été utilisée pour d'autres pays dans le rapport de l'OCDE (2010).

Figure 6: Comparaison du taux d'invalidité prédit sur base de l'année 1995 et taux d'invalidité effectif – employés



Sources : données INAMI et calculs propres.

En observant les figures 5 et 6, on note directement une importante différence entre hommes et femmes. En effet, tant chez les ouvriers que chez les employés hommes, le taux d'invalidité a augmenté beaucoup moins rapidement que ce qui aurait été prédit sur base de la transformation de la structure d'âge des deux catégories, ce qui indique une diminution du taux d'invalidité dans chaque catégorie d'âge ayant plus que compensé l'effet du vieillissement de la population. En effet, les graphiques en annexes (annexes 5-8) montrent une diminution du taux d'invalidité chez les hommes entre 1995 et 2005 dans la grande majorité des tranches d'âges et en particulier chez les plus de 55 ans. Cependant, bien que le phénomène soit plus marqué pour les ouvriers hommes, on observe une tendance à la hausse depuis 2006-2007 (2008-2009 chez les employés hommes), en particulier chez les 40 - 54 ans (voir annexes 5 et 6). Un élément intéressant est que cette augmentation n'est pas visible pour les tranches d'âge plus élevées (voir annexes 7 et 8). Des facteurs propres aux travailleurs hommes entre 40 et 54 ans ont ainsi dû affecter leur taux d'invalidité au cours de ces dernières années.

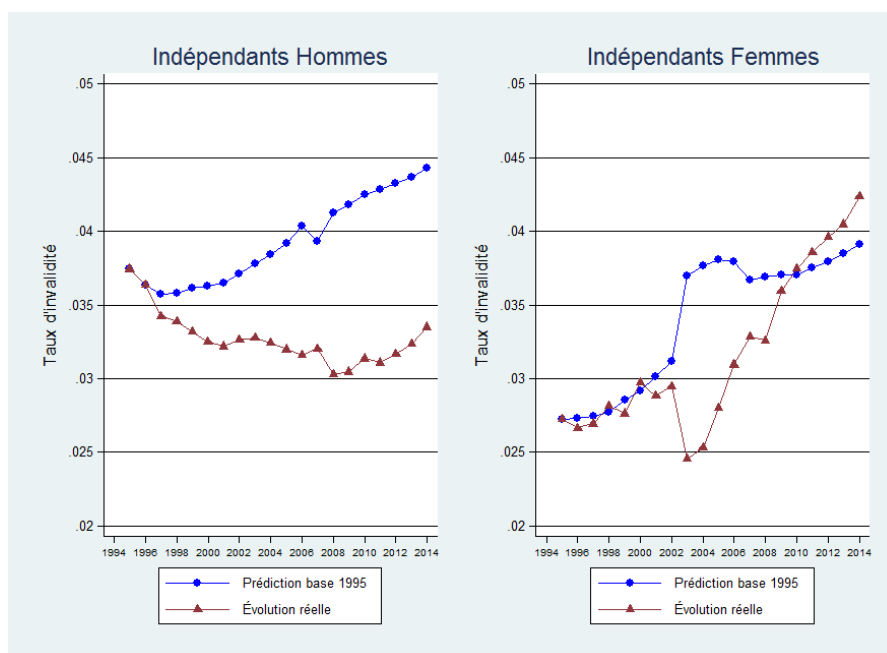
En revanche, tant chez les ouvrières que chez les employées, il apparaît que l'effet de composition explique la quasi-totalité de l'augmentation du taux d'invalidité entre 1995 et 2005-2006, tandis que l'effet intra-groupe (représenté par l'écart entre le taux d'invalidité effectif et prédit) prend de l'importance à partir de 2006. Les graphiques en annexes (annexes 4-8) montrent que ces divergences sont dues à une forte augmentation du taux d'invalidité chez les femmes à l'intérieur de toutes les tranches d'âges et en particulier chez les 40-54 ans, à partir de 2006. Ces annexes montrent également qu'une augmentation soudaine du taux d'invalidité a eu lieu dans la catégorie des femmes de 60 à 64 ans en 1997-1998, date correspondant à une modification de la loi Belge concernant l'âge légal de la retraite chez les femmes. Cependant, cette tranche d'âge étant extrêmement minoritaire, celle-ci n'a pas eu d'influence sur le taux d'invalidité agrégé.

Analyse du régime des indépendants :

Nous avons reproduit le même exercice pour les indépendants. À nouveau, une distinction claire est observée entre les femmes et les hommes. Pour les hommes, le taux d'invalidité réel diminue, malgré

un vieillissement de la population des titulaires indemnifiables, ce qui indique une diminution du taux d'invalidité à l'intérieur des catégories d'âges ayant contrebalancé l'effet du vieillissement de population. Pour les femmes, une cassure très nette s'observe entre 2002 et 2003, en raison d'une augmentation soudaine du nombre de conjointes aidantes à cette période. Cette augmentation trouve son origine dans un changement de législation important en 2003 dans le domaine de la reconnaissance du statut de conjoint aidant, une catégorie de travailleurs fortement représentée par des femmes. Cependant, après cette forte diminution, le taux d'invalidité réel augmente rapidement pour dépasser sa valeur prédite sur base des taux de 1995. De même que chez les salariés, mais à une échelle largement inférieure, on observe dans les graphiques en annexe (annexes 9-10) que le taux d'invalidité chez les hommes entre 50 et 64 ans paraît repartir à la hausse depuis 2008-2009.

Figure 7: Comparaison du taux d'invalidité prédit sur base de l'année 1995 et taux d'invalidité effectif - Indépendants.



Sources : données INAMI et calculs propres.

Conclusions :

Alors que le taux d'invalidité chez les salariés a fortement augmenté entre 1995 et 2014 (avec une accélération depuis 2006-2007), le taux d'invalidité chez les indépendants a presque stagné. Une décomposition de l'augmentation chez les salariés par sexe et statut social montre que celle-ci est entièrement due à la montée du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque groupe de travailleurs. Autrement dit, l'augmentation du taux d'invalidité n'est pas due à des changements dans la proportion d'ouvriers ou de femmes sur le marché du travail. Plus précisément, plus de 80% de l'augmentation est due aux travailleurs femmes, qui représentent pourtant un peu moins de la moitié du total des titulaires indemnifiables. Il apparaît également que l'augmentation du taux d'invalidité dans chaque catégorie de travailleurs est en partie liée à un effet de composition de la main d'œuvre, c'est-à-dire à l'augmentation de la proportion de travailleurs âgés. Cependant, des différences importantes existent entre les différents groupes de travailleurs. Chez les hommes, la diminution du taux d'invalidité dans la majorité des tranches d'âge (et en particulier chez les 55-64 ans) entre 1995 et 2006 a plus que contrebalancé l'effet du vieillissement de la population. Ainsi, les taux d'invalidité chez les employés

et ouvriers hommes étaient en 2014 légèrement inférieurs aux taux prédits uniquement sur base du vieillissement de la population active. En revanche, l'augmentation des taux d'invalidité chez les femmes employées et ouvrières à l'intérieur des catégories d'âge (en particulier chez les 40-54 ans) depuis 2005-2006 a mené à une rapide augmentation du taux d'invalidité agrégé. Celui-ci se trouve aujourd'hui largement au-dessus du taux prédit uniquement sur base du vieillissement de la population active.

Le régime des indépendants connaît une tendance relativement similaire à celle des employés, mais à une échelle largement inférieure. On observe en effet une augmentation du taux d'invalidité chez les hommes entre 40 et 54 ans depuis 2008-2009 tandis que les catégories entre 55 et 64 ans restent relativement stables dans le temps. Chez les femmes en revanche, une augmentation du taux d'invalidité peut être observée chez les 40-64 ans à partir de 2004. Cet effet est cependant dû en partie au changement de législation en 2003, accordant un statut légal aux conjoints aidants, représentés en majorité par des femmes. La diminution soudaine du taux d'invalidité en 2003 a donc été suivie par un effet de rattrapage durant les années suivantes.

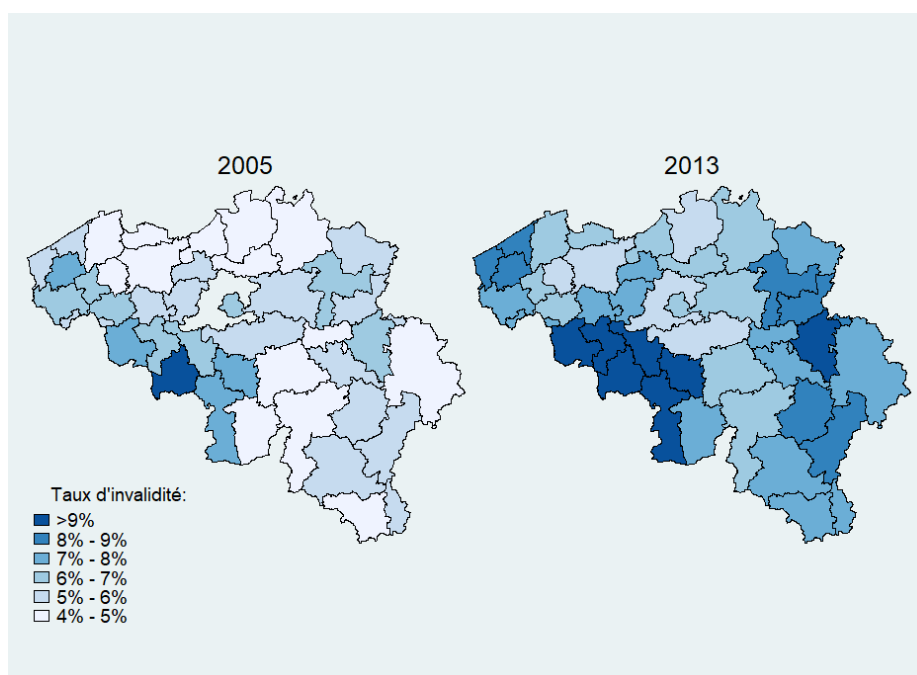
4.2.2. Dimension géographique de l'invalidité :

Cartographie du taux d'invalidité standardisé

La section précédente a montré une forte hétérogénéité dans l'évolution du taux d'invalidité selon le sexe, le statut social et l'âge des travailleurs. Dans cette section, nous comparons à présent l'évolution du taux d'invalidité à travers les arrondissements Belges et évaluons le rôle de chaque province dans l'augmentation du taux d'invalidité national. Afin de relier cette section à la précédente, nous étudions ensuite l'hétérogénéité géographique selon les dimensions analysées précédemment (sexe, statut social et âge).

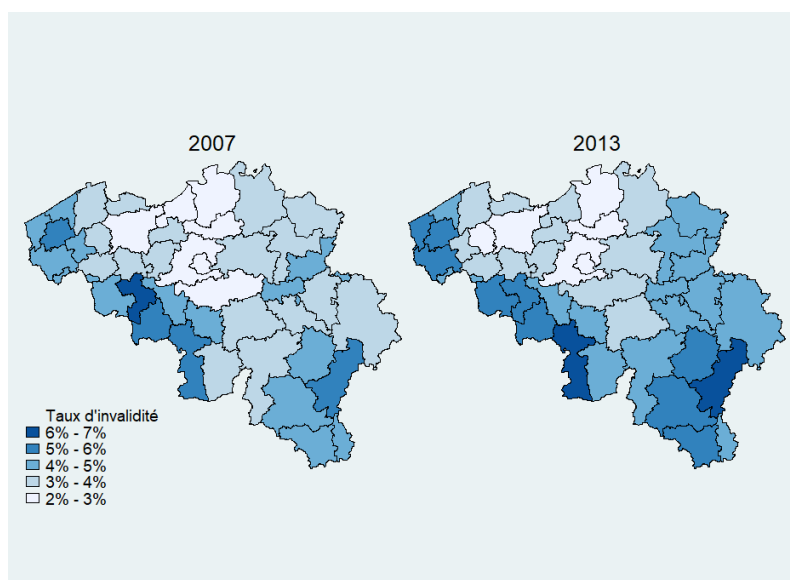
Dans un premier temps, nous cartographions le taux d'invalidité à travers les arrondissements en distinguant les salariés et les indépendants (figures 8 et 9) ainsi que le sexe et le statut social (annexes 12-16).

Figure 8: Taux d'invalidité en 2005 et 2013 - Régime salariés



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 9: Taux d'invalidité en 2007 et 2013 - Régime indépendants



Sources : données INAMI et calculs propres.

Les figures 8 et 9 montrent la géographie du taux d'invalidité en Belgique sur deux périodes distinctes pour les salariés et les indépendants. Ces cartes montrent deux éléments importants. D'une part, on observe une tendance à la hausse dans tous les arrondissements, celle-ci étant plus prononcée chez les salariés. D'autre part, une corrélation temporelle existe entre les deux périodes, c'est-à-dire que

les arrondissements où le taux d'invalidité est élevé en 2005 ont de grandes chances d'avoir un taux d'invalidité également élevé en 2013.

D'autres cartes en annexes décomposent le taux d'invalidité par sexe et statut social. Celles-ci montrent, à quelques exceptions près¹⁷ que le classement des arrondissements selon le taux d'invalidité ne change pas substantiellement entre les groupes de travailleurs. En effet, les arrondissements les plus touchés se trouvent généralement dans les provinces du Hainaut, de Liège, de Flandre occidentale, du Limbourg et (en particulier chez les indépendants) du Luxembourg. Le tableau 3 confirme que les corrélations des taux d'invalidité entre les différentes catégories de travailleurs sont élevées. Enfin, pour plus de précision les tableaux 4 et 5 reprennent les taux d'invalidité et leur évolution pour les 10 arrondissements les plus touchés en 2013.

Tableau 3: Corrélation du taux d'invalidité standardisé par sexe et catégorie sociale. Sources : INAMI et calculs propres.
(Note : ces coefficients ont été calculés en prenant l'arrondissement comme unité d'analyse)

	Ouvriers hommes	Ouvriers femmes	Employés hommes	Employés femmes	Indép. hommes	Indép. femmes
Ouvriers hommes	1					
Ouvriers femmes	0,81	1				
Employés hommes	0,84	0,57	1			
Employés femmes	0,85	0,79	0,8	1		
Indépendants hommes	0,74	0,41	0,78	0,6	1	
Indépendants femmes	0,67	0,43	0,59	0,59	0,72	1

Tableau 4: Top 10 des arrondissements par taux d'invalidité standardisé (salariés). Sources : INAMI et calculs propres.

Arrondissement	Taux d'invalidité 2013	évolution 2005-2013
MONS	12,54%	+3,20%
CHARLEROI	11,25%	+3,81%
THUIN	11,03%	+3,33%
TOURNAI	9,61%	+2,02%
SOIGNIES	9,60%	+2,69%
ATH	9,23%	+2,63%
LIEGE	9,05%	+2,40%
OOSTENDE	8,95%	+3,42%
VEURNE	8,58%	+3,49%
DIKSMUIDE	8,37%	+1,07%

¹⁷ De manière intéressante, l'arrondissement de Louvain possède un des taux d'invalidité les plus élevés dans la catégorie des ouvriers femmes.

Tableau 5: Top 10 des arrondissements par taux d'invalidité standardisé (indépendants). Sources : INAMI et calculs propres.

Arrondissement	Taux d'invalidité 2013	évolution 2007-2013
BASTOGNE	6,21%	+0,85%
THUIN	6,03%	+1,02%
MONS	5,94%	+0,76%
NEUFCHATEAU	5,62%	+1,24%
ATH	5,57%	-0,50%
MARCHE-EN-FAMENNE	5,34%	+0,66%
DIKSMUIDE	5,32%	+0,10%
VIRTON	5,27%	+1,19%
TOURNAI	5,24%	+0,40%
IEPER	5,14%	+0,67%

Décomposition de l'augmentation du taux d'invalidité par province :

Afin de calculer le rôle de chaque entité géographique dans l'évolution du taux d'invalidité national, avons calculé l'importance relative de chaque province¹⁸ dans l'augmentation totale du taux d'invalidité entre 2005 et 2013, grâce à la méthode du shift share. Pour cela, nous avons à nouveau décomposé l'augmentation du taux d'invalidité national par province, en calculant pour chacune d'entre elles un effet intra-groupe (dû à l'augmentation du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque province) ainsi qu'un effet inter-groupe (dû au changement de la part relative de la population de chaque province dans la population nationale). Le tableau 9 indique les résultats de cette décomposition. Sans surprise, l'effet inter-groupe est négligeable, dû au fait que la part relative de chaque province dans le total national est restée presque identique entre 2005 et 2013. On observe également que la province du Hainaut a joué le rôle le plus important dans l'évolution nationale, avec une augmentation représentant 21,8% de l'augmentation totale du taux d'invalidité entre 2005 et 2013. La province d'Anvers, qui a pourtant connu une augmentation relativement faible entre 2005 et 2013, participe également pour une part importante de l'augmentation nationale (15,6%), dû à l'importance de sa population (16,7% en 2013) dans la population totale. Enfin, la province de Bruxelles joue un rôle très faible comparativement à la taille de sa population, à cause d'une augmentation de son taux d'invalidité proche de zéro.

¹⁸ Nous prenons ici la province comme unité d'analyse pour garder les résultats compréhensibles.

Tableau 6: Décomposition de l'augmentation du taux d'invalidité par province. Sources : INAMI et calculs propres.

Province	Nombre et part des TI-prép dans le total national		Effet intra-groupe	Effet inter-groupe	Contribution dans l'augmentation totale
	2005	2013	2005-2013	2005-2013	2005-2013
Anvers	615.170 (16,50%)	668.463 (16,70%)	0,0029	0,0001	15,60%
Bruxelles	341.590 (9,20%)	397.052 (9,90%)	0,0004	0,0005	4,40%
Brabant Flamand	387.228 (10,40%)	408.550 (10,20%)	0,0013	-0,0001	6,20%
Brabant Wallon	121.885 (3,30%)	133.442 (3,30%)	0,0002	0,0002	2,00%
Flandre Occidentale	395.136 (10,60%)	419.139 (10,40%)	0,0018	-0,0001	8,90%
Flandre Orientale	513.318 (13,80%)	548.354 (13,70%)	0,0023	-0,0001	11,50%
Hainaut	465.826 (12,50%)	491.344 (12,20%)	0,0044	-0,0003	21,80%
Liège	363.860 (9,80%)	385.657 (9,60%)	0,0025	-0,0001	12,50%
Limbourg	300.625 (8,10%)	315.906 (7,90%)	0,0018	-0,0001	8,80%
Luxembourg	63.897 (1,70%)	71.360 (1,80%)	0,0005	0,0000	2,90%
Namur	152.471 (4,10%)	171.895 (4,30%)	0,0009	0,0001	5,40%
Belgique	3.721.004	4.011.160	0,0192	0	100,00%

Note: les colonnes 2 et 3 indiquent le nombre de TI-prép. dans chaque province en 2005 et 2013 ainsi que leur pourcentage dans la population nationale entre parenthèses. Les colonnes 4 et 5 représentent l'effet intra et inter-groupe en points de pourcentage. Selon la formule du shift share, la somme de toutes ces cellules donne l'augmentation totale du taux d'invalidité national (en points de pourcentage).

Comparaison du taux d'invalidité effectif et standardisé

Une possibilité est que la dispersion du taux d'invalidité entre les arrondissements soit due à des différences de composition (employés/ouvriers, hommes/femmes) et/ou de structure d'âge des travailleurs. Pour tester cette hypothèse, nous utilisons la méthode de standardisation directe et comparons les taux d'invalidité standardisés avec les taux d'invalidité effectifs¹⁹. La figure 10

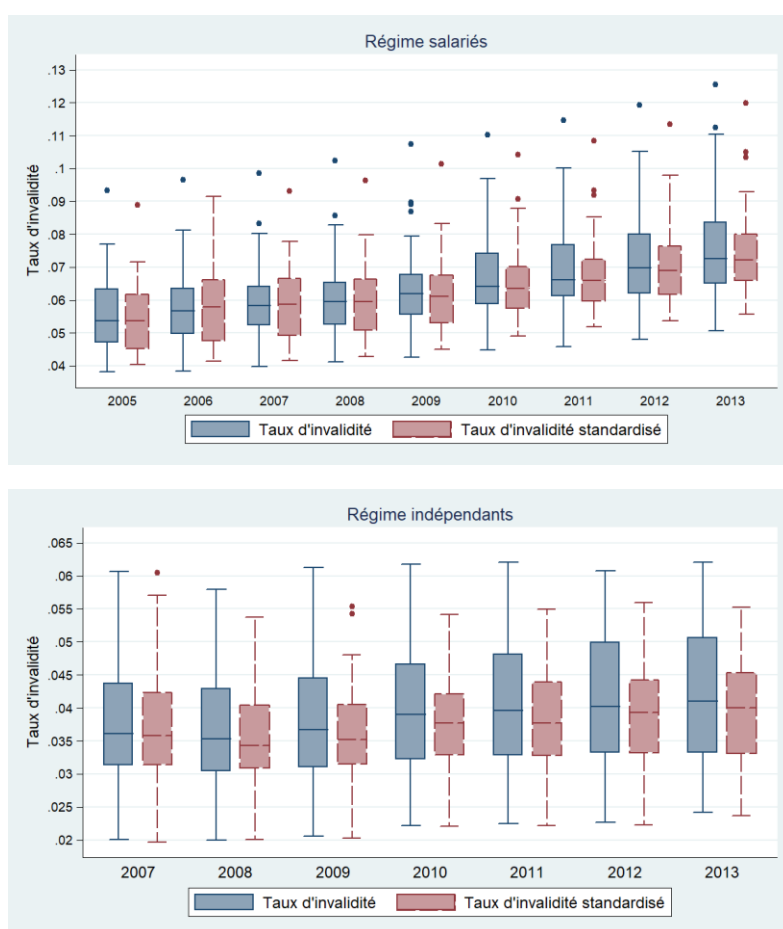
¹⁹ La méthode de standardisation directe consiste à supprimer l'effet des différences entre arrondissements en termes de structure d'âge de la population. Pour cela, un taux d'invalidité hypothétique est calculé pour chaque arrondissement, en supposant que la structure d'âge, le nombre d'hommes et femmes ainsi que le nombre d'employés et ouvriers soient les mêmes dans tous les arrondissements. Formellement, nous avons :

$Taux.inv_{standard_k} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{taux}_{inv_{ik}} * \overline{TI}_i}{\overline{TI}}$ où i représente la classe d'âge et la catégorie de travailleurs (par ex. ouvrier homme 40-44 ans), k représente l'arrondissement et $\overline{TI}$ représente le nombre moyen de titulaires indemnisables du groupe i par arrondissement en Belgique. Autrement dit, cette formule suppose que chaque arrondissement possède un nombre similaire de titulaires indemnisables dans chaque sexe, statut social et tranche d'âge.

représente graphiquement la dispersion des taux d'invalidité par arrondissement en comparant le taux d'invalidité effectif (en bleu) et standardisé (en rouge). L'intérieur de chaque « boîte » contient les données dont le taux d'invalidité se trouve entre le premier et le troisième quartile de la distribution géographique (la barre au milieu indiquant la médiane), tandis que les extrémités indiquent soit le minimum et le maximum, soit 1,5 fois l'écart entre le premier et le troisième quartile. Les données au-delà de cette valeur sont considérées comme aberrantes, dans le sens où leur valeur est anormalement élevée par rapport aux autres observations.

Cette figure montre que malgré une légère diminution de la dispersion du taux d'invalidité, sa standardisation par âge, sexe et statut social (en supposant donc que tous les arrondissements possèdent les mêmes proportions de travailleurs de chaque groupe et tranche d'âge) ne permet pas de réduire substantiellement les différentiels entre les arrondissements. Ce résultat montre donc que les différentiels observés sont dus à des différences géographiques à l'intérieur des groupes de travailleurs. Pour plus de précision, les annexes 18 - 21 montrent graphiquement l'évolution du taux d'invalidité effectif et standardisé par âge, sexe et statut social par arrondissement. Ces figures montrent que non seulement la standardisation du taux d'invalidité ne réduit que faiblement les écarts de taux d'invalidité, mais qu'en plus, les taux d'invalidité standardisés suivent des dynamiques très similaires aux taux effectifs.

Figure 10: Dispersion géographique du taux d'invalidité effectif et standardisé

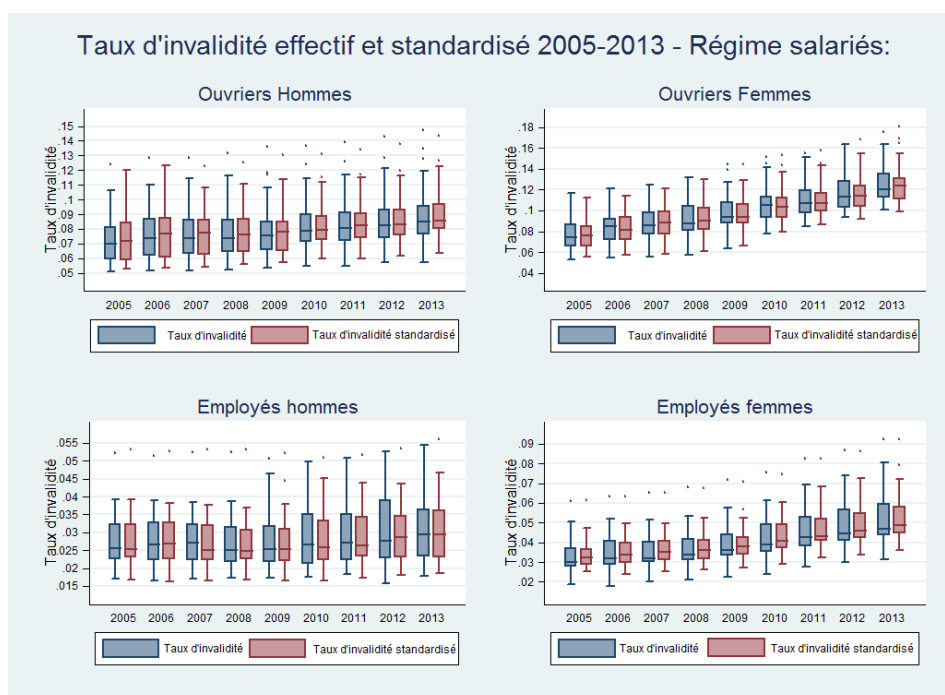


Sources : données INAMI et calculs propres.

La figure 11 décompose la population par sexe et statut social et compare les taux d'invalidité effectifs et standardisés (par âge) pour chaque catégorie de travailleurs. À nouveau, on voit que les différentiels géographiques ne sont pas dus à des différences en termes de structure d'âge des populations de chaque arrondissement. Pour compléter ces graphiques, un tableau reprenant les principaux indicateurs de la dispersion géographique du taux d'invalidité est fourni en annexe (annexe 11). Ce tableau est utile car il permet d'observer dans quelle partie de la distribution géographique du taux d'invalidité l'augmentation de la variabilité entre 2005 et 2013 a été la plus forte. Plusieurs éléments apparaissent. Premièrement, la distribution géographique du taux d'invalidité en 2014 est fortement asymétrique chez les salariés et faiblement asymétrique chez les indépendants. En effet, chez les salariés, et en particulier chez les femmes, l'écart entre le minimum et le premier quartile est largement plus faible que l'écart entre le maximum et le troisième quartile. Par exemple, chez les ouvriers femmes, l'écart entre le taux minimum et le 1^{er} quartile est de 1,15% alors que l'écart entre le 3^{ème} quartile et le taux maximal est de 5%. En revanche, chez les indépendants, les écarts interquartiles sont similaires et aucune donnée « aberrante » n'apparaît sur les graphiques en 2013.

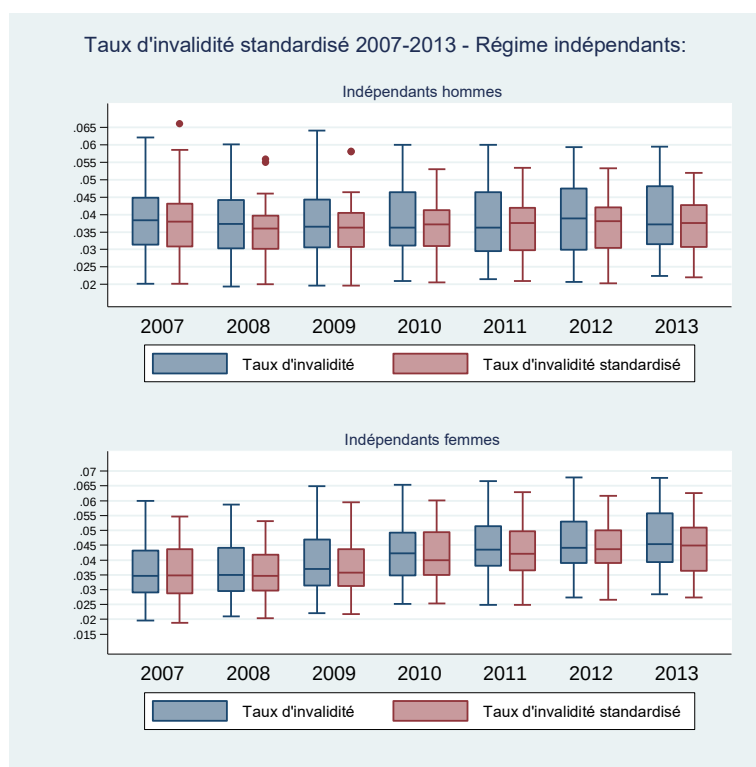
Deuxièmement, alors que la dispersion géographique a augmenté chez les salariés (en particulier chez les femmes), celle-ci est restée presque constante chez les indépendants. En effet, on observe chez les indépendants hommes une très légère diminution de l'écart-type ainsi qu'une diminution des écarts entre les différents quartiles de la distribution. Chez les indépendantes femmes, une légère augmentation des écarts interquartiles est observée, sans mener cependant à des valeurs « aberrantes ». Chez les salariés en revanche (excepté chez les employés hommes), la dispersion géographique du taux d'invalidité a particulièrement augmenté dans le quartile le plus élevé. Par exemple, chez les ouvriers femmes, l'écart entre le maximum et le 3^{ème} quartile est passé de 2,69% à 5% entre 2005 et 2013.

Figure 11: Taux d'invalidité effectif et standardisé par âge (salariés).



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 12: Taux d'invalidité effectif et standardisé par âge (indépendants)



Sources : données INAMI et calculs propres.

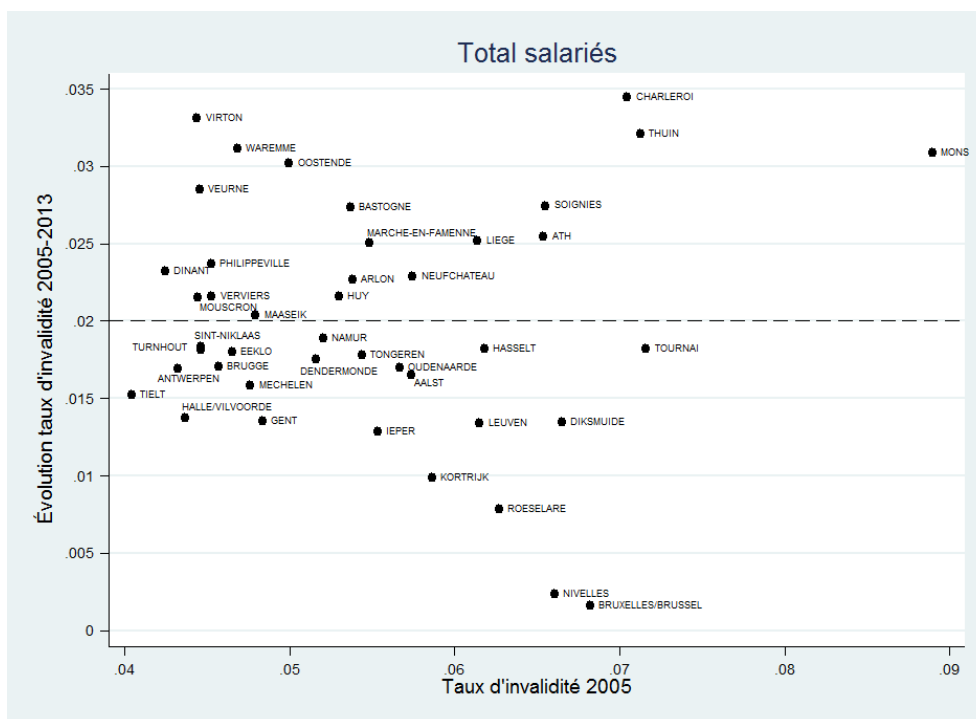
Corrélation du temporelle du taux d'invalidité :

Les sections précédentes ont permis d'identifier les arrondissements possédant les taux d'invalidité les plus élevés en 2005 et en 2013. Dans cette section, nous analysons la dynamique du taux d'invalidité dans les arrondissements en établissant un lien entre le niveau initial du taux d'invalidité et son évolution dans le temps pour chaque arrondissement.

Les figures 13 et 14 représentent graphiquement le lien entre le niveau du taux d'invalidité en 2005 et son évolution (en points de pourcentage) entre 2005 et 2013 pour les salariés et les indépendants. On remarque que chez les salariés, les dynamiques du taux d'invalidité diffèrent sensiblement à travers les arrondissements. En effet, plusieurs groupes se distinguent selon leur position sur le graphique. Premièrement, les arrondissements de Bruxelles, Nivelles, Dixmude, Tournai, Roulers, Courtrai, Louvain et Hasselt ont connu une augmentation de leur taux d'invalidité inférieure à la moyenne alors que ceux-ci possédaient des taux d'invalidité particulièrement élevés en 2005. Deuxièmement, les arrondissements de Mons, Charleroi, Thuin, Soignies, Ath et Liège, qui possédaient des taux d'invalidité déjà supérieurs à la moyenne ont connu une forte augmentation de ceux-ci entre 2005 et 2013. Troisièmement, Les arrondissements de Virton, Waremme, Oostende, Furnes et Bastogne ont connu une augmentation supérieure à la moyenne entre 2005 et 2013, en partant de niveaux relativement faibles en 2005. Enfin, les autres arrondissements connaissaient des taux d'invalidité relativement faibles en 2005 et connurent une augmentation proche de la moyenne entre 2005 et 2013.

Chez les indépendants, une faible corrélation négative apparaît entre le taux d'invalidité en 2005 et son évolution entre 2005 et 2013. En particulier, les arrondissements de Dixmude et Ath qui possédaient des taux d'invalidité largement plus élevés que la moyenne ont connu une diminution de ceux-ci sur la période étudiée.

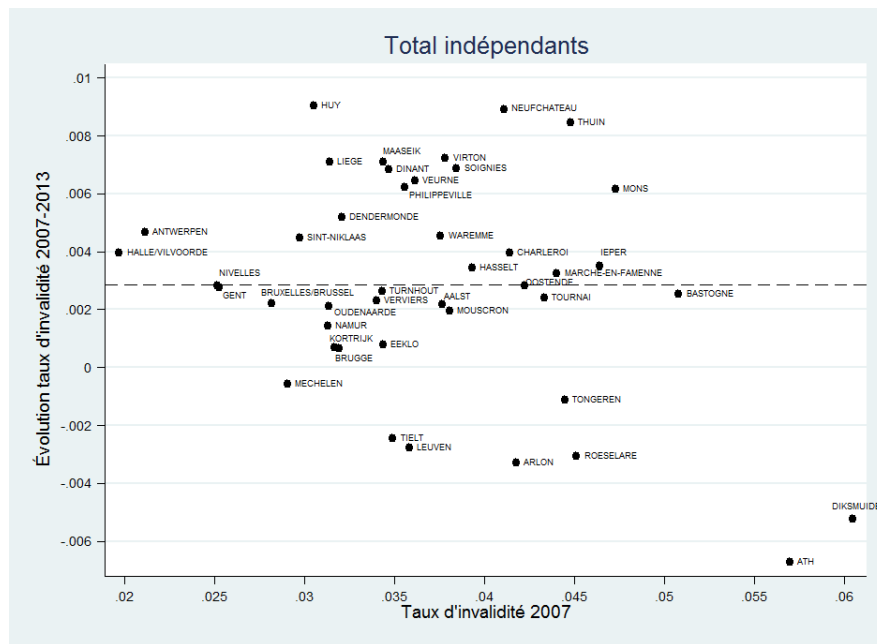
Figure 13: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2005 – 2013 (total salariés)



Sources : données INAMI et calculs propres.

Notes : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013. L'évolution du taux d'invalidité est calculée ici en points de pourcentage.

Figure 14: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2007 – 2013 (total indépendants)



Sources : données INAMI et calculs propres.

Notes : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013. L'évolution du taux d'invalidité est calculée ici en points de pourcentage.

Conclusions :

Cette section nous a permis de mesurer la dispersion du taux d'invalidité entre les arrondissements, d'identifier ceux dont les taux sont particulièrement élevés ainsi que de mesurer le rôle de facteurs sociodémographiques sur ces différentiels. Nous avons vu que les taux d'invalidité élevés sont concentrés dans un petit nombre d'arrondissements. En effet, chez les salariés, la province du Hainaut est de loin la plus touchée. En particulier, les arrondissements de Mons, Charleroi et Thuin ont des taux d'invalidité historiquement élevés ayant augmentés plus rapidement que la moyenne. Chez les indépendants, les provinces du Hainaut et du Luxembourg étaient les plus touchées en 2013, avec une augmentation particulièrement marquée entre 2008 et 2013 pour le Luxembourg. Cependant, au-delà de la dispersion géographique, une forte augmentation apparaît dans tous les arrondissements chez les femmes et en particulier chez les ouvrières. Il existe donc une tendance à la hausse, qui ne dépend pas spécifiquement de l'emplacement géographique des travailleurs. De manière intéressante, le lien entre le niveau initial et l'augmentation entre 2005 et 2013 n'est pas clair à priori. En effet, chez les salariés, les arrondissements de Bruxelles et Nivelles (et dans une moindre mesure Roulers, Courtrai Dixmude et Louvain) possédaient des taux relativement élevés en 2005, mais connurent une augmentation inférieure à la moyenne. En revanche, les arrondissements de Charleroi, Thuin et Mons (et dans une moindre mesure Soignies, Ath et Liège) connaissent à la fois des taux élevés en 2005 et une forte augmentation de ceux-ci entre 2005 et 2013.

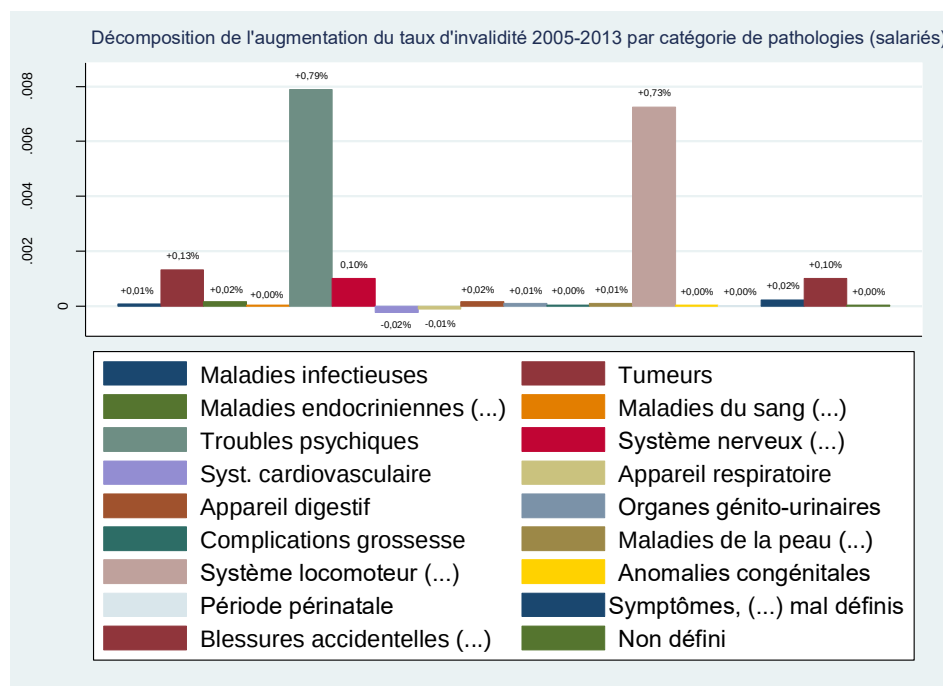
4.2.3. Importance relative des différentes catégories de pathologies :

Importance relative de chaque catégorie de pathologies dans l'augmentation du taux d'invalidité :

Nous nous intéressons dans cette section au rôle des différentes catégories de pathologies dans les disparités géographiques de taux d'invalidité. Nous voulons également découvrir si certaines catégories de travailleurs et/ou certains arrondissements sont plus fortement touchés par certaines catégories de pathologies.

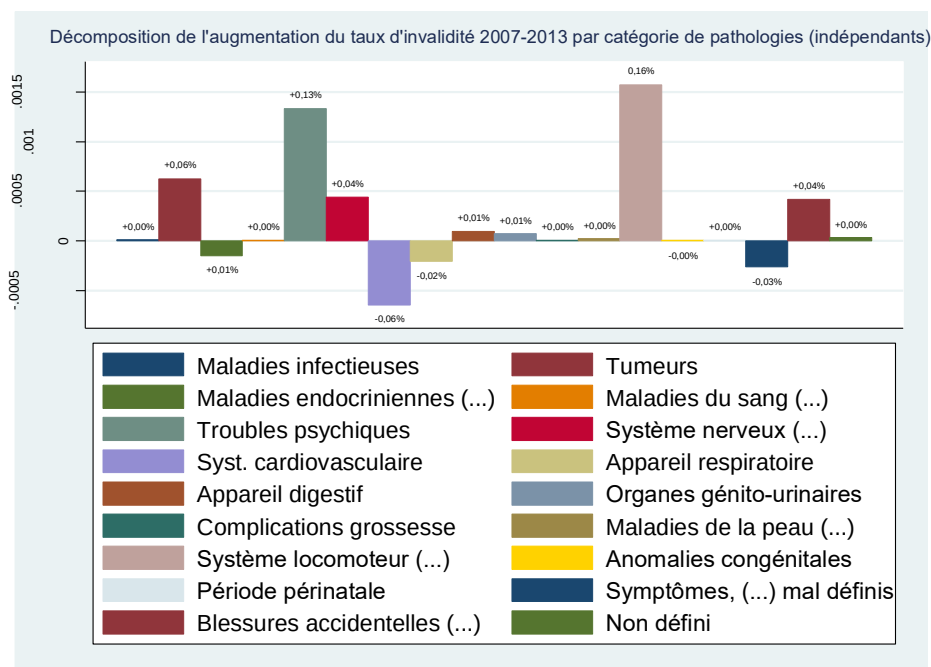
En décomposant l'augmentation nationale du taux d'invalidité par catégorie de pathologies, nous sommes frappés par l'importante hétérogénéité qui caractérise cette augmentation. Les figures 15 et 16 montrent graphiquement l'augmentation du taux d'invalidité pour chaque catégorie de pathologies pour la période 2005-2013. La somme de ces pourcentages représente donc l'augmentation totale du taux d'invalidité pour cette période, qui est passé de 5,5% à 7,4%. Ces figures montrent qu'au niveau national, l'augmentation du taux d'invalidité est largement due à l'augmentation du nombre d'invalides pour cause de troubles psychiques (+0,79 points de pourcentage, soit 41% de l'augmentation totale) et maladies du système locomoteur et du tissu conjonctif (+0,73 points de pourcentage, soit 38% de l'augmentation totale). En revanche, chez les indépendants, malgré la prépondérance de ces deux catégories de pathologies dans l'augmentation totale (respectivement +0,13 pts de pourcentage et +0,16 pts de pourcentage), l'augmentation est plus dispersée dans les différents types de pathologies. Chez ces derniers, on observe une forte *diminution* des maladies du système cardiovasculaires (-0,06 pp) et une augmentation relativement importante des tumeurs (+0,06 pp), maladies du système nerveux (+0,04 pp) et des blessures accidentelles (+0,04 pp).

Figure 15: Décomposition de l'augmentation du taux d'invalidité par catégorie de pathologies (2005 – 2013) - Régime salariés



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 16: : Décomposition de l'augmentation du taux d'invalidité par catégorie de pathologies (2005 – 2013) - Régime indépendants



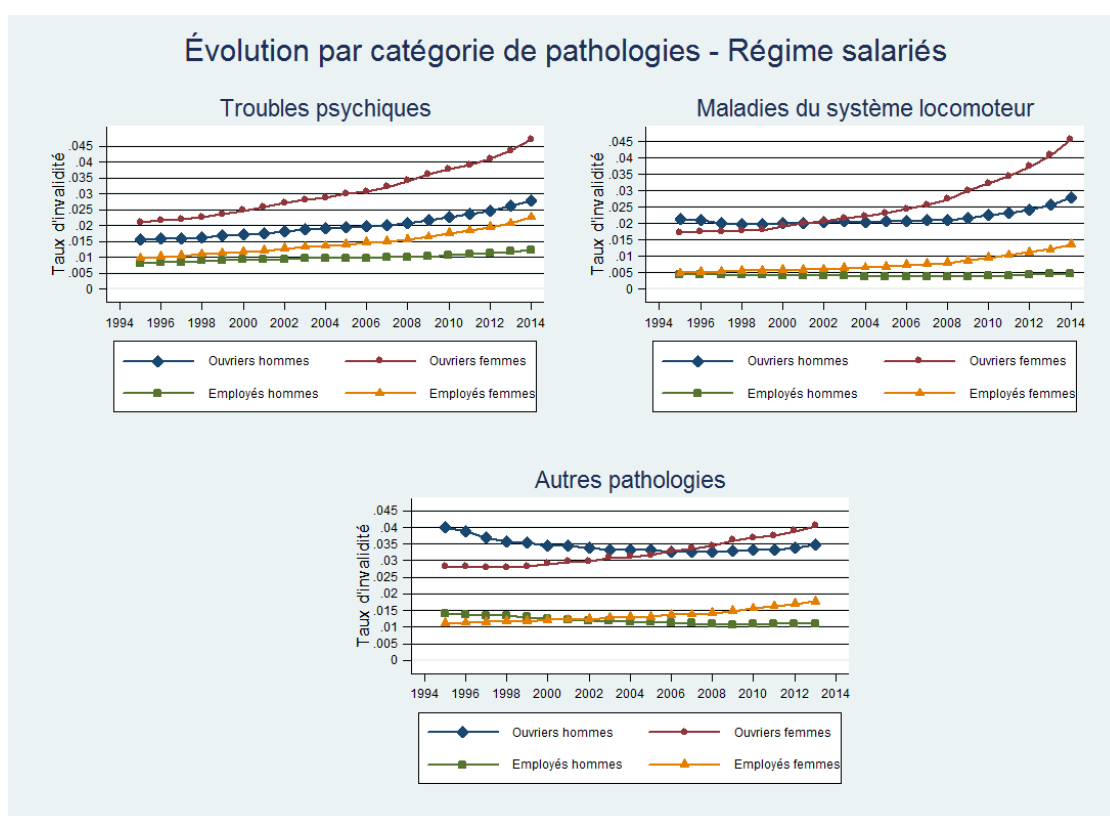
Sources : données INAMI et calculs propres.

Décomposition par sexe et catégorie sociale :

La première section de ce travail a montré que l'augmentation du taux d'invalidité était concentrée dans certaines catégories de travailleurs, en particulier les femmes ouvrières et les 40-54 ans. Nous aimerions à présent comprendre si ces différentiels d'augmentation entre catégories de travailleurs sont dus à certains types de pathologies. La figure 17 montre que les différentiels de taux d'invalidité sont en grande partie dus aux troubles psychiques et aux maladies du système locomoteur. L'augmentation du taux d'invalidité est particulièrement élevée chez les ouvriers femmes dans ces deux catégories de pathologies. De plus, toujours chez les ouvriers femmes, l'augmentation du taux d'invalidité dans la catégorie des maladies du système locomoteur semble s'accroître depuis 2005-2006. Chez les hommes, l'augmentation du taux d'invalidité dans ces deux catégories a été contrebalancée par une diminution du taux d'invalidité pour les autres catégories de pathologies.

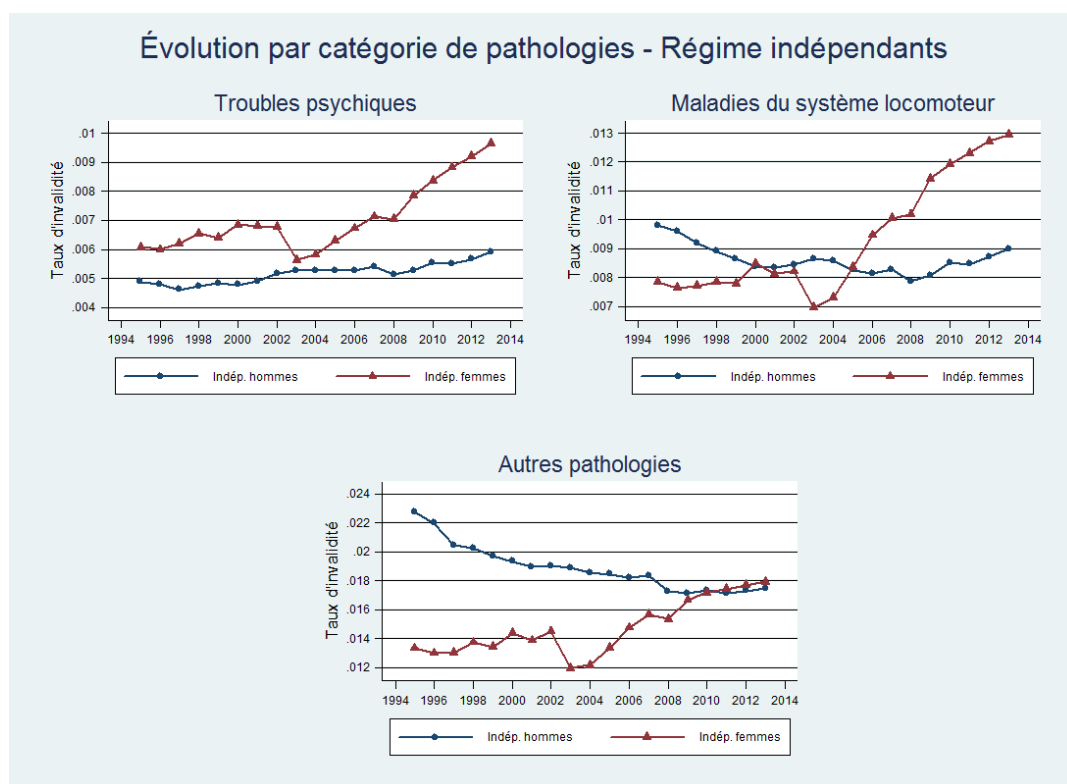
La figure 14 montre une rapide augmentation du taux d'invalidité chez les indépendantes femmes depuis 2003 par rapport aux hommes. À nouveau, cette augmentation a été plus marquée dans les catégories des troubles psychiques et des maladies du système locomoteur.

Figure 17: Évolution du taux d'invalidité par sexe, statut social et catégorie de pathologies - Régime salariés



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 18: Évolution du taux d'invalidité par sexe et catégorie de pathologies - Régime indépendants



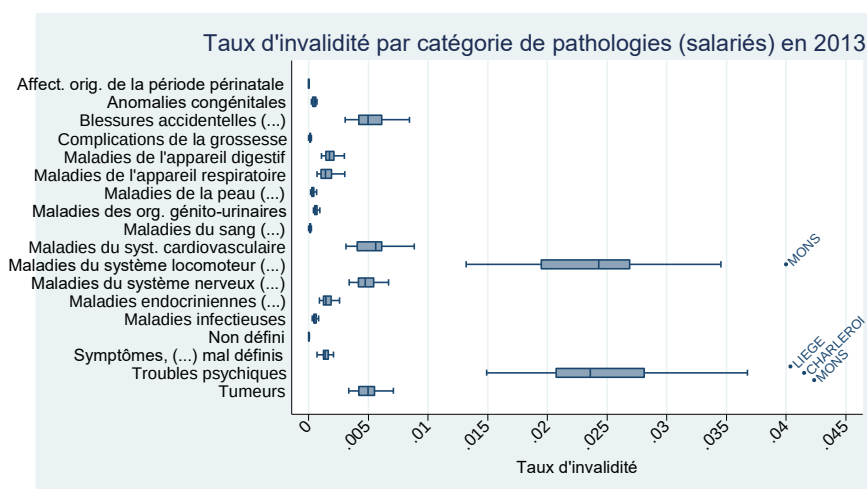
Sources : données INAMI et calculs propres.

Dispersion géographique par catégorie de pathologies :

En observant les figures 19 et 20, représentant la dispersion géographique des différentes catégories de pathologies²⁰, on observe une relation positive entre la dispersion géographique et le taux d'invalidité moyen. En effet, la dispersion géographique observée précédemment est en grande partie due aux catégories de maladies déjà identifiées, à savoir les troubles psychiques et les maladies du système musculo-squelettique. Les autres pathologies étant en moyenne plus rares, leur dispersion est plus faible. Cependant, en regroupant celles-ci de manière à obtenir trois principales catégories de pathologies (troubles mentaux, maladies du système locomoteur et autres pathologies), la dispersion des taux d'invalidité est à présent similaire pour chacune groupe (voir figures 21 & 22).

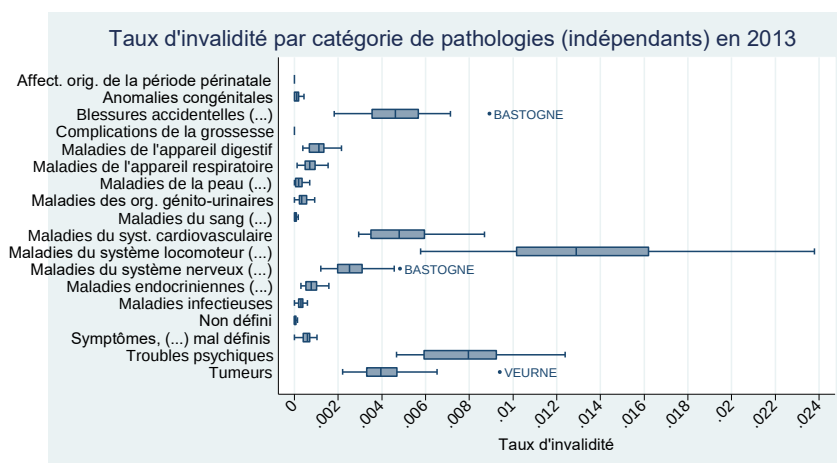
²⁰ En raison de limitations dans l'accès à certaines données, nous avons été forcés d'utiliser le nombre d'invalides au 31/12 et le nombre de TI-prép au 30/06 de chaque année pour construire les taux d'invalidité par maladie. Il est donc probable que les taux obtenus dans cette section soient légèrement surestimés en raison de l'augmentation régulière du nombre de TI-prép. Cependant, le biais en résultant devrait être faible et les résultats concernant la dispersion géographique ne devraient pas être affectés.

Figure 19: Dispersion géographique (entre arrondissements) du taux d'invalidité par catégorie de pathologies en 2013 - Régime salariés



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 20: Dispersion géographique (entre arrondissements) du taux d'invalidité par catégorie de pathologies en 2013 - Régime indépendants

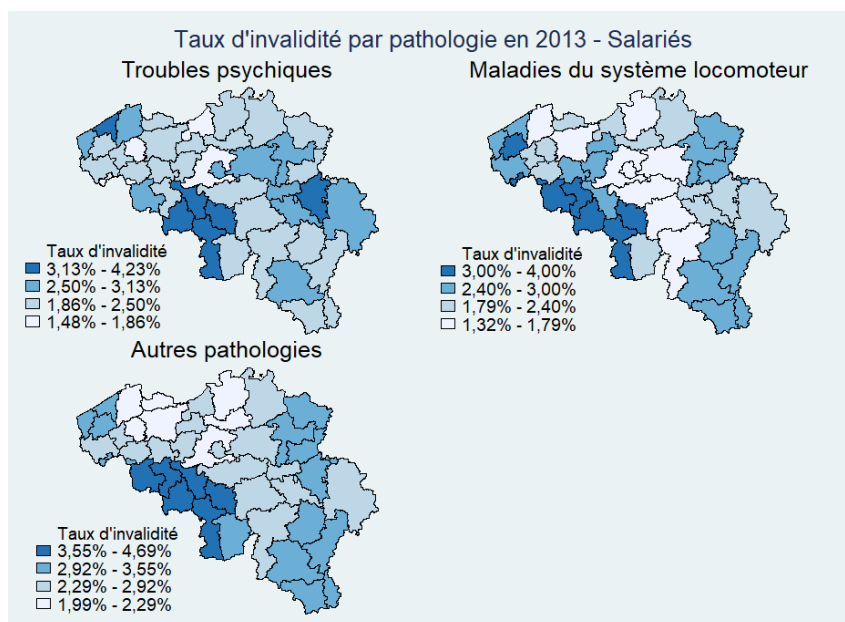


Sources : données INAMI et calculs propres.

Les figures 21 et 22 ainsi que les annexes 30 et 31 montrent que les taux d'invalidité les plus élevés sont souvent concentrés dans les mêmes arrondissements, quelle que soit la catégorie de pathologies. La corrélation la plus forte est observée entre les maladies du système locomoteur et les autres pathologies. En effet, le coefficient de corrélation entre ces deux catégories de pathologies est égal à 0,84 chez les salariés et 0,86 chez les indépendants. Cependant, les corrélations entre les troubles mentaux et les autres catégories de pathologies sont plus faibles. En effet, la mise en relation des différentes pathologies fait apparaître plusieurs cas intéressants. En effet, l'arrondissement de Bruxelles possède un taux d'invalidité pour cause de troubles psychiques relativement important (2,7%) et faible dans les autres types de pathologies. Ensuite, l'arrondissement de la province de Liège a un taux d'invalidité largement plus élevé que la moyenne pour les troubles psychiques et inférieur à la moyenne pour les maladies du système locomoteur. On observe la situation inverse pour

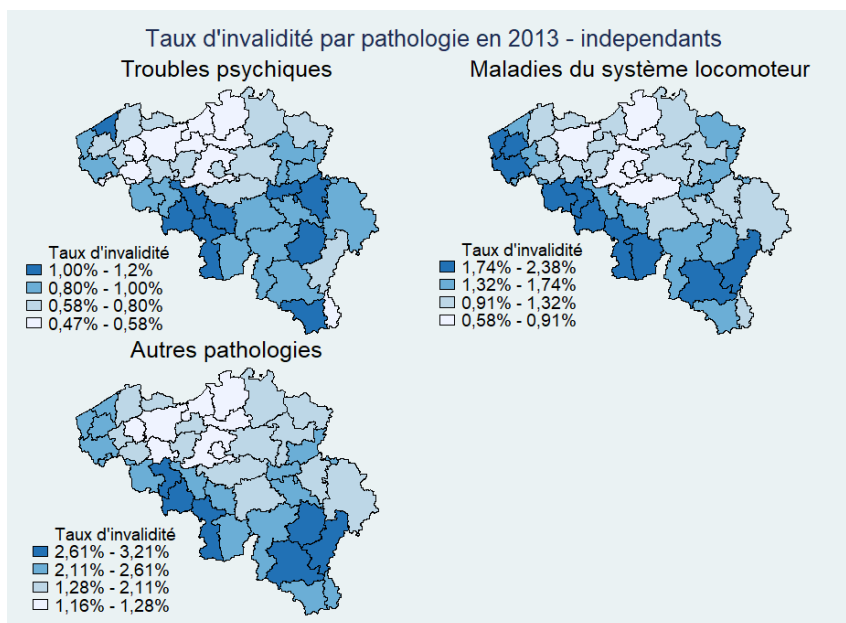
l'arrondissement de Dixmude ainsi que certains arrondissements du Luxembourg et du Limbourg, c'est-à-dire qu'on y observe des taux d'invalidité au-dessus de la moyenne pour les maladies du système locomoteur et en-dessous de la moyenne pour les troubles psychiques.

Figure 21: Cartographie du taux d'invalidité par catégorie de pathologies - Régime salariés



Sources : données INAMI et calculs propres.

Figure 22: Cartographie du taux d'invalidité par catégorie de pathologies - Régime indépendants



Sources : données INAMI et calculs propres.

Enfin, afin d'avoir une meilleure visibilité de l'évolution du taux d'invalidité dans chaque arrondissement pour les différentes catégories de pathologies, les figures 23 et 24 représentent l'évolution du taux d'invalidité par catégorie de pathologies pour chaque arrondissement entre 2005 et 2013 chez les salariés ou entre 2007 et 2013 chez les indépendants. Nous y observons certains éléments intéressants. Chez les salariés, certains arrondissements ont connu des augmentations particulièrement rapides dans certaines catégories de pathologies. En particulier, dans la catégorie des troubles psychiques et des maladies du système locomoteur, l'augmentation la plus forte est observée dans les arrondissements de Charleroi, Mons et Thuin, qui ont à la fois connu une augmentation bien moins rapide dans la catégorie des autres pathologies. En revanche, dans la catégorie des autres pathologies, l'augmentation la plus forte est observée dans les arrondissements de Marche-En-Famenne, Oostende et Virton. Chez les indépendants, la plus forte variation dans le temps est observée dans la catégorie des autres pathologies. Dans cette catégorie, la plus forte augmentation est observée dans les arrondissements de Dinant, Thuin, Neufchâteau et Maaseik, tandis qu'une diminution est observée dans les arrondissements de Tielt, Ostende et Ath. Dans la catégorie des maladies du système locomoteur, les arrondissements de Bastogne, Waremme et Virton ont connu l'augmentation la plus rapide depuis 2007. Enfin, dans la catégorie des troubles psychiques, l'augmentation la plus forte est observée dans les arrondissements de Dinant, Thuin et Philippeville. Les dynamiques des taux d'invalidité dans les différentes catégories de pathologies semblent ainsi indépendantes les unes des autres. Pour plus de précision, une liste en annexe reprend l'évolution du taux d'invalidité entre 2005 et 2013 (ou 2007 et 2013 pour les indépendants) par catégorie de pathologies (annexes 28-29).

Figure 23: Augmentation du taux d'invalidité par catégorie de pathologies (2005-2013) - Régime salariés

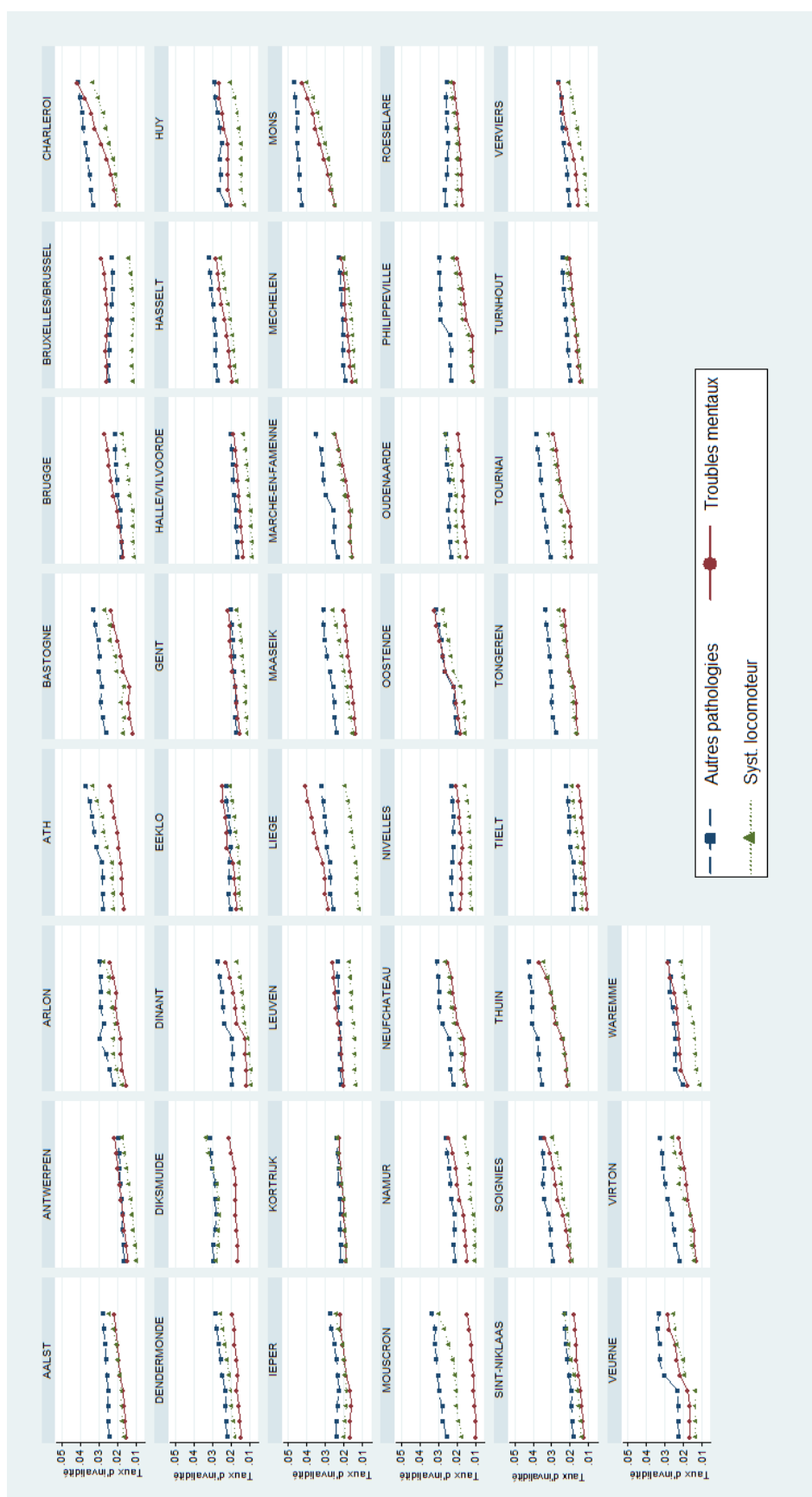
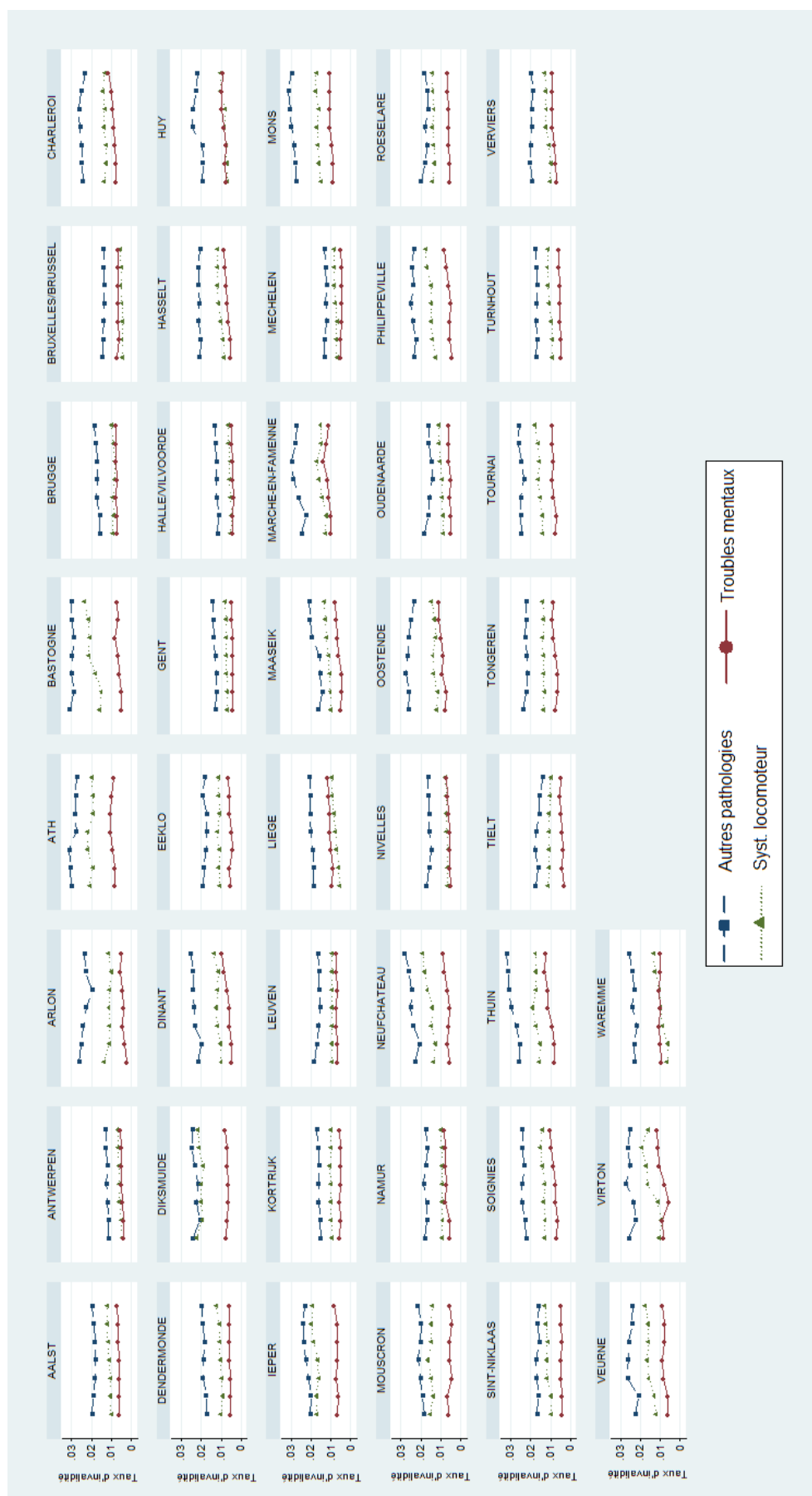


Figure 24: Augmentation du taux d'invalidité par catégorie de pathologies (2005-2013) - Régime indépendants



4.2.4. Conclusions de la section:

Cette section a montré que les troubles mentaux et les maladies du système locomoteur ont joué un rôle majeur dans l'augmentation du taux d'invalidité chez les salariés. Ces deux catégories expliquent en effet près de 80% de l'augmentation du taux d'invalidité chez les salariés entre 2005 et 2013. Bien que ces deux catégories de pathologies aient joué un rôle important chez les indépendants, d'autres pathologies ont également joué un rôle non négligeable, notamment les tumeurs, les maladies du système nerveux et les blessures accidentelles. L'analyse par sexe et statut social a montré que les taux d'invalidité des femmes et en particulier les femmes ouvrières ont connu une augmentation rapide dans les trois groupes de pathologies définis précédemment et en particulier dans les catégories des troubles mentaux et les maladies du système locomoteur. Cette augmentation rapide dans ces catégories de pathologies chez les femmes ouvrières a ainsi renforcé les différentiels géographiques de taux d'invalidité étant donné leur répartition inégale à travers les arrondissements.

En observant la dispersion géographique des taux d'invalidité par catégorie de pathologie, il apparaît que celle-ci augmente avec le taux d'invalidité moyen. En effet, les troubles psychiques et les maladies du système locomoteur étant les catégories les plus courantes, leur dispersion géographique est également la plus forte. En agrégeant les autres pathologies en une seule catégorie, un élément intéressant apparaît. En effet, chez les salariés comme chez les indépendants, la catégorie des autres pathologies est plus fortement liée à la catégorie des maladies du système locomoteur qu'à la catégorie des troubles mentaux. En particulier, les annexes (30 et 31) montrent que l'arrondissement de Liège (et de Bruxelles dans une moindre mesure) possède un taux particulièrement élevé dans la catégorie des troubles mentaux et relativement faible dans les autres catégories de pathologies. Enfin, certains arrondissements ont connu une augmentation marquée dans certaines catégories de pathologies et une augmentation plus faible dans d'autres. C'est notamment le cas de Mons, qui a connu une augmentation très forte dans les catégories des troubles psychiques et des maladies du système locomoteur, contre une augmentation légèrement en dessous de la moyenne dans la catégorie des autres pathologies.

4.3. Analyse descriptive des données individuelles :

4.3.1. Introduction :

Dans cette section, nous utilisons notre base de données individuelles²¹ afin d'explorer certains aspects de l'invalidité qui n'ont pas pu être étudiés avec les données agrégées. En effet, notre échantillon de données individuelles nous permet d'une part d'explorer d'autres variables pouvant affecter le taux d'invalidité (notamment le fait d'être au chômage ou non) et d'autre part d'analyser les flux d'entrées et sorties de l'invalidité. Ainsi, chaque base de données a ses avantages et limitations. Les données agrégées contiennent l'ensemble de la population des titulaires indemnisables mais permettent d'explorer un nombre limité de dimensions (âge, sexe, statut social, pathologie et arrondissement), tandis que les données individuelles permettent d'explorer plus de variables pouvant affecter l'entrée en invalidité mais ne sont pas exhaustives, ce qui rend les résultats moins précis (l'échantillon comprenant 6% de la population Belge).

Premièrement, nous explorerons l'évolution des entrées et sorties de l'invalidité afin de comprendre dans quelle mesure l'augmentation du nombre d'invalides est due à une augmentation du flux d'entrées ou une diminution du flux de sorties de cet état. Nous montrerons également certaines

²¹ Voir annexes 2 et 4 pour un résumé des données individuelles.

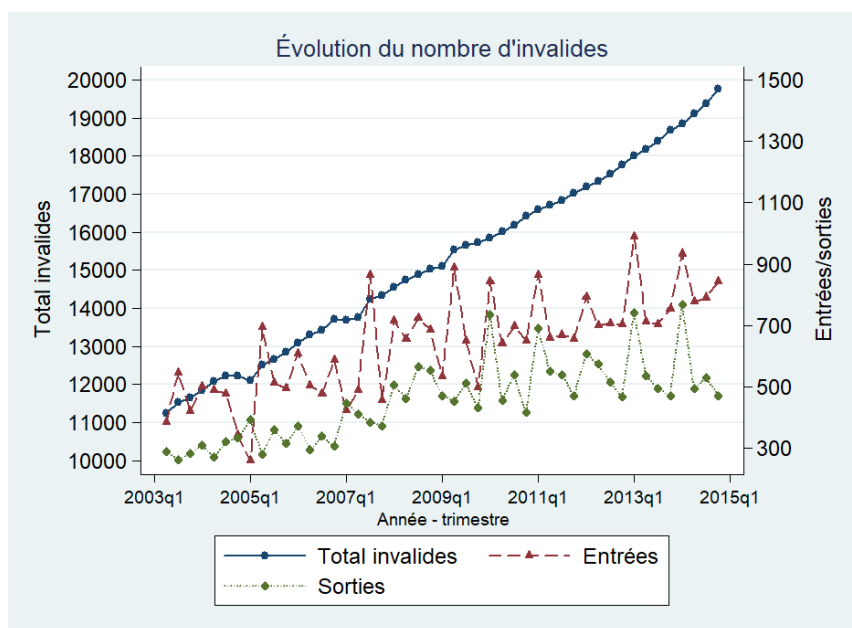
statistiques relatives à la distribution de la durée de l'invalidité, en identifiant une hétérogénéité potentielle entre les différents arrondissements et provinces.

Deuxièmement, nous explorerons une dimension absente dans la section précédente : l'entrée en invalidité depuis la catégorie socio-économique, telle que définie par la BCSS (salariés, indépendants, demandeurs d'emploi et inactifs). En effet, en établissant des catégories basées sur le statut social, la base de données utilisée précédemment ne permet pas de distinguer les personnes en emploi des personnes au chômage. Nous verrons que les demandeurs d'emploi ont un risque largement supérieur d'entrer en invalidité, ce qui est potentiellement important pour expliquer les disparités géographiques du taux d'invalidité, étant donné les larges différentiels de taux de chômage à travers les arrondissements belges.

4.3.2. Entrées et sorties de l'invalidité :

L'objectif de cette section est de visualiser l'évolution du nombre d'invalides du point de vue des flux d'entrées et de sorties de cet état. Pour cela, nous observons dans un premier temps l'évolution du nombre d'invalides ainsi que l'évolution du nombre d'entrées et sorties dans notre échantillon²². La figure 25 montre une augmentation relativement constante du nombre d'invalides, avec cependant une accélération vers la fin de l'année 2012. En effet, nous observons une augmentation du nombre d'entrées et de sorties à partir de 2007, mais alors que le nombre d'entrées continue de croître jusqu'en 2015, le nombre de sorties stagne.

Figure 25: Évolution du nombre d'invalides dans l'échantillon



Sources : données BCSS et calculs propres.

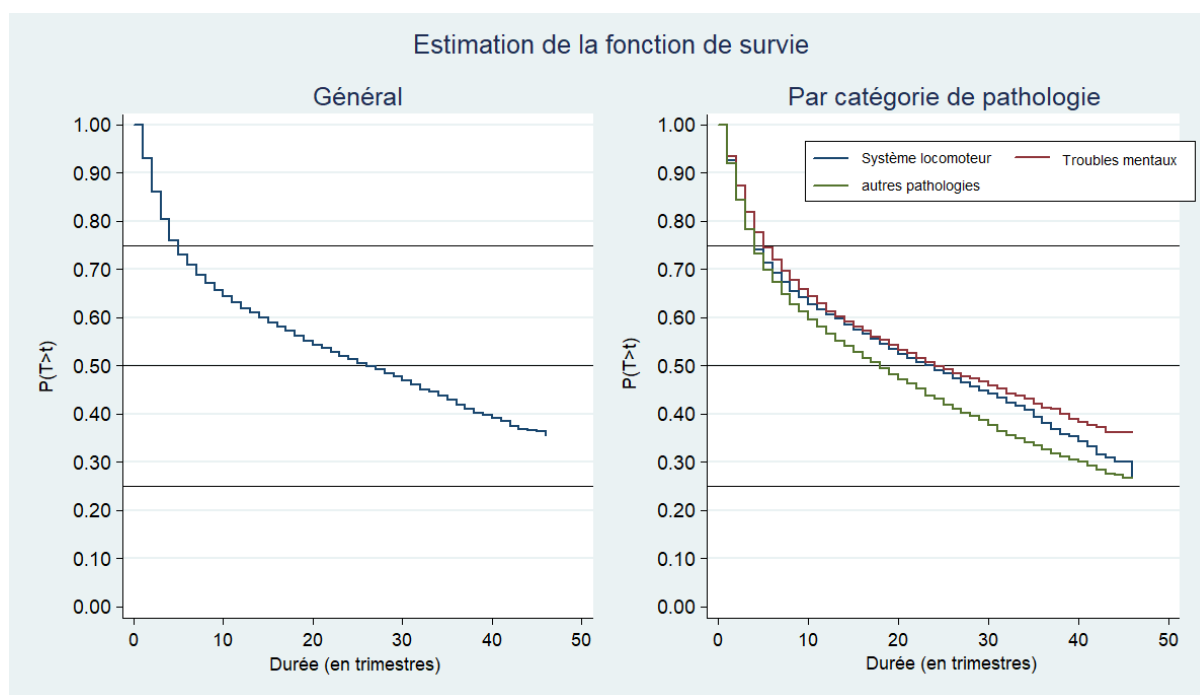
²² Il est important de noter que bien que l'échantillon ne comprenne pas la population entière des invalides, le fait que celui-ci soit représentatif de la population belge nous permet de l'exploiter comme si nous analysions ici la population dans son ensemble.

4.3.3. Durée de l'invalidité :

Les observations précédentes montrent que l'augmentation du nombre d'invalides dans notre échantillon est essentiellement due à une augmentation du nombre d'entrées et une stagnation du nombre de sorties de l'invalidité. Nous abordons à présent la question de la durée de l'invalidité. Nous nous concentrons ici d'une part sur la distribution de la durée de l'invalidité et d'autre part, nous explorons si celle-ci varie à travers les provinces Belges. En effet, comme nous le montrerons formellement dans les sections suivantes, des différentiels de taux d'invalidité peuvent être le résultat d'une part de différences dans le taux d'entrées en invalidité et d'autre part de différences dans la durée moyenne de l'invalidité.

Une méthode simple pour décrire la distribution de la durée d'un état consiste à estimer la probabilité qu'une personne « survive » dans cet état durant une période supérieure ou égale à une certaine durée t . En d'autres termes, nous voulons estimer ici la probabilité $P(T > t)$, qui est une fonction de t , où T est la durée totale de l'invalidité. La fonction $S(t) = P(T > t)$ est appelée fonction de survie. Une méthode relativement simple pour estimer cette fonction est la méthode de Kaplan Meyer.

Figure 26: Estimation de la fonction de survie par la méthode de Kaplan-Meyer



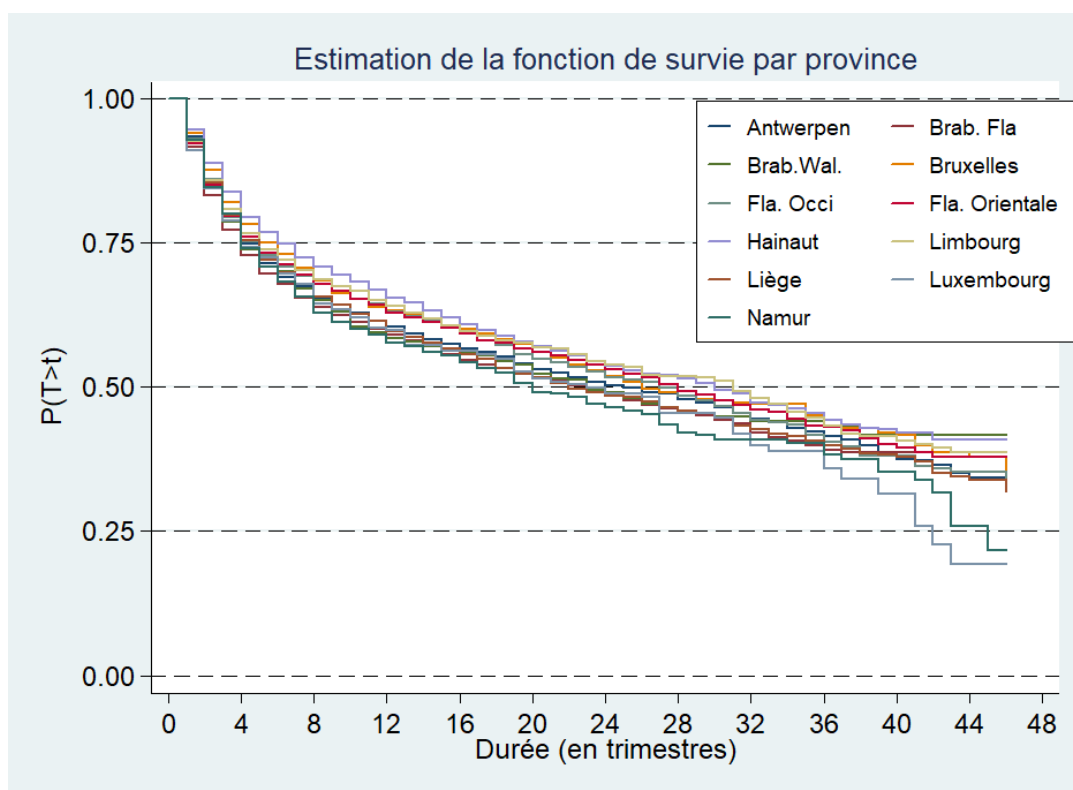
Sources : données BCSS et calculs propres.

La figure 26 montre ici la fonction obtenue en considérant tous les individus en invalidité (à gauche) et en distinguant les trois catégories de pathologies établies auparavant. Nous observons ici que la durée de l'invalidité est relativement longue. En effet, un quart des individus sortent au bout de deux années, mais plus d'un quart également restent en invalidité plus de 12 ans. La figure de droite montre que la durée de l'invalidité est plus courte dans la catégorie des autres pathologies, la catégorie des troubles mentaux étant celle où les individus restent en général le plus longtemps. Le fait que la durée moyenne de l'invalidité soit si longue, indique une forte inertie dans l'évolution du stock d'invalides. En d'autres

termes, un période caractérisée par une augmentation temporaire du taux d'entrées en invalidité aura des effets importants à long terme sur le taux d'invalidité.

Nous distinguons également la distribution de la durée de l'invalidité par unités géographiques. Idéalement, nous utiliserions l'arrondissement comme unité de référence. Cependant, l'estimation d'une fonction de durée requérant un très grand nombre de données pour être estimée de manière précise, nous utilisons donc ici la province comme unité géographique de référence. La figure 27 montre graphiquement les fonctions de survie estimées par province, tandis que l'annexe 32 montre plus précisément les résultats des estimations. Nous observons que bien qu'une hétérogénéité existe dans la durée médiane de l'invalidité (celle-ci est comprise entre 22 et 29 trimestres) nous ne pouvons affirmer que certaines provinces sont « anormalement » au-dessus ou en dessous des autres²³.

Figure 27: Estimation de la fonction de survie par province



Sources : données BCSS et calculs propres.

4.3.4. Entrées en invalidité selon le statut socio-économique précédent :

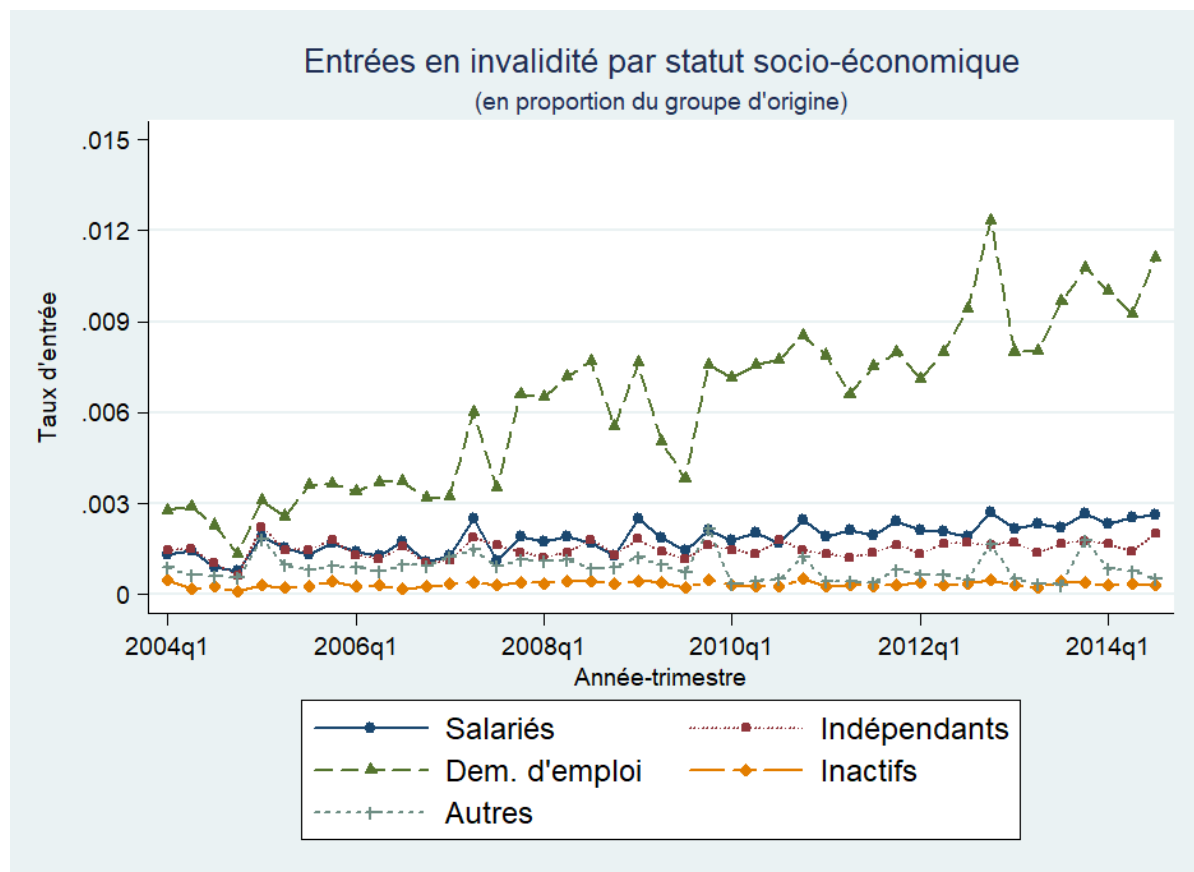
Les données individuelles de la BCSS établissent une classification des individus selon leur position socio-économique. Cette classification est établie autour de quatre groupes principaux : les occupés, les demandeurs d'emploi, les inactifs et les « autres », c'est-à-dire les personnes ne se retrouvant dans aucune des trois premières catégories. Nous utilisons cette classification en distinguant en plus les occupés salariés des occupés indépendants.

Le graphique ci-dessous montre l'évolution du taux d'entrées en invalidité par trimestre pour les différentes catégories socio-économiques. Le taux d'entrée désigne ici la proportion de chaque groupe

²³ La forte diminution de la fonction de survie au bout de 40 périodes dans les provinces du Luxembourg et de Namur est en grande partie due au faible nombre d'observations, menant ainsi à des résultats peu précis.

entrant en invalidité d'un trimestre à l'autre²⁴. Plus précisément, celui-ci est calculé selon le ratio suivant : $\frac{Entrants_{ti}}{Total_{ti}}$, où $Entrants_{ti}$ est le nombre d'entrants en invalidité depuis la catégorie i (salariés, indépendants, dem. d'emploi, inactifs ou autres) au trimestre t et $Total_{ti}$ est le nombre total d'individus dans la catégorie i au trimestre t.

Figure 28: Entrée en invalidité par statut socio-économique



Sources : données BCSS et calculs propres.

On observe ici une augmentation rapide du taux d'entrées en invalidité depuis la catégorie des demandeurs d'emploi. En effet, cette catégorie est passée d'un taux d'entrée de 0,3% à près de 1,2% au dernier trimestre de l'année 2014. Malgré une variabilité importante du taux d'entrée (notamment une forte baisse en 2009q2 et 2009q3 et une forte hausse en 2012q3 et 2012q4), il est certain que les demandeurs d'emploi suivent une dynamique différente des autres catégories socio-économiques. Le sujet de la présente étude étant de comprendre les facteurs à l'origine des disparités géographiques du taux d'invalidité, nous ne tenterons pas ici de discerner les facteurs ayant causé ce changement de tendance mais utiliserons cette observation pour comprendre en quoi ce phénomène peut avoir contribué à une hausse des disparités géographiques du taux d'invalidité. Cependant, en raison de

²⁴ Il est important de noter que l'échantillon utilisé ici n'est représentatif de la population belge que pour l'année 2007. Étant donné que nous suivons les mêmes individus au cours du temps, nous ne pouvons donc pas distinguer si l'évolution du taux d'entrée en invalidité est le résultat du vieillissement de la population ou une augmentation du risque d'entrée en invalidité à l'intérieur de chaque tranche d'âge.

l'ampleur de ce phénomène, d'autres études axées spécifiquement sur les causes de cette augmentation doivent être menées²⁵

4.3.5. Entrées en invalidité par arrondissement :

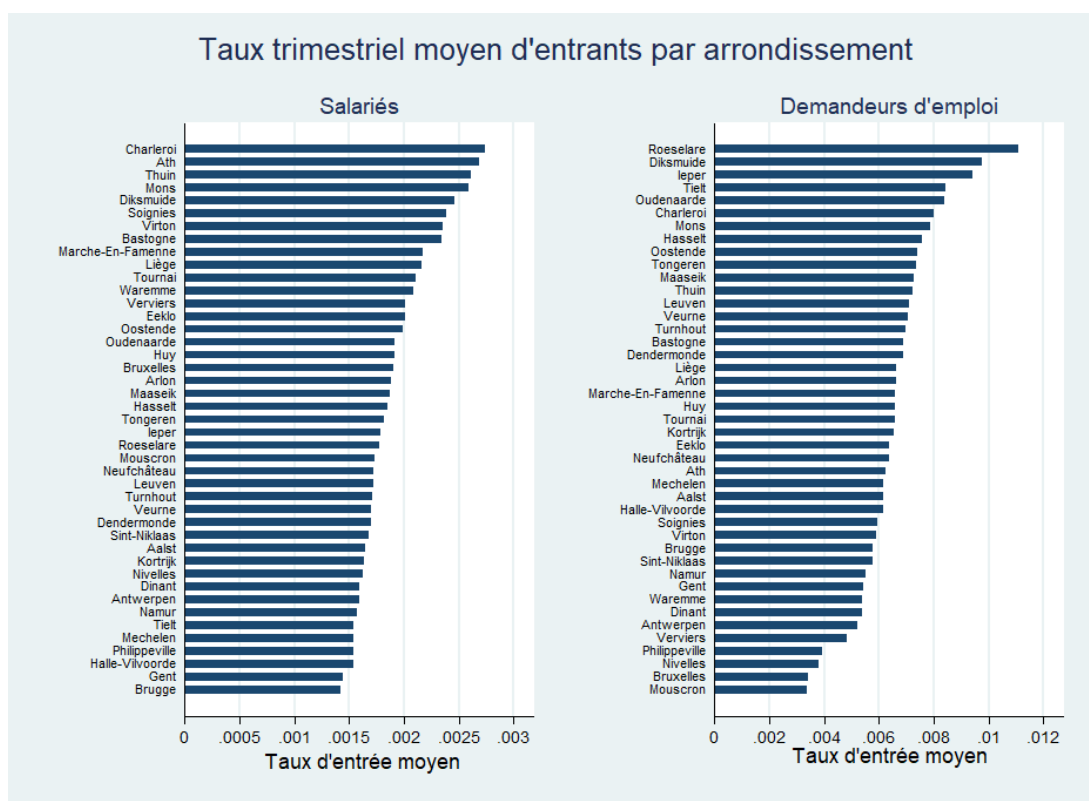
Afin d'avoir une idée des disparités géographiques en termes d'entrée en invalidité, nous nous intéressons ici au taux trimestriel d'entrée moyen²⁶ par arrondissement. En observant les figures 29 et 30, nous observons des disparités importantes du taux d'entrée en invalidité entre arrondissements dans les quatre catégories socio-économiques. Chez les salariés, les arrondissements dans lesquels nous observons les taux d'entrée les plus élevés sont Charleroi, Ath, Thuin, Mons et Dixmude. Chez les demandeurs d'emploi, les taux d'entrée sont particulièrement élevés dans les arrondissements de Roulers, Dixmude, Ypres, Tielt et Oudenarde. Chez les indépendants, l'arrondissement de Bastogne est largement au-dessus du taux d'entrée moyen et enfin, chez les inactifs, les cinq premiers arrondissements sont Charleroi, Mons, Bastogne, Oostende et Philippeville.

Il est intéressant de noter que dans de nombreux arrondissements, la valeur relative du taux d'entrée varie fortement selon les catégories de travailleurs. Cette observation est confirmée par le tableau 8 qui indique des coefficients de corrélation faibles entre les différentes catégories socio-économiques. Par exemple, l'arrondissement de Roulers possède un taux moyen d'entrée relativement faible chez les salariés, mais bien plus élevé que la moyenne chez les demandeurs d'emploi. Il est donc probable que des facteurs différents affectent la probabilité d'entrée en invalidité dans les différentes catégories socio-économiques.

²⁵ Une recherche sur ce sujet est actuellement mise sur pied par De Brouwer et Tojerow dans le cadre d'une recherche en partenariat avec l'INAMI.

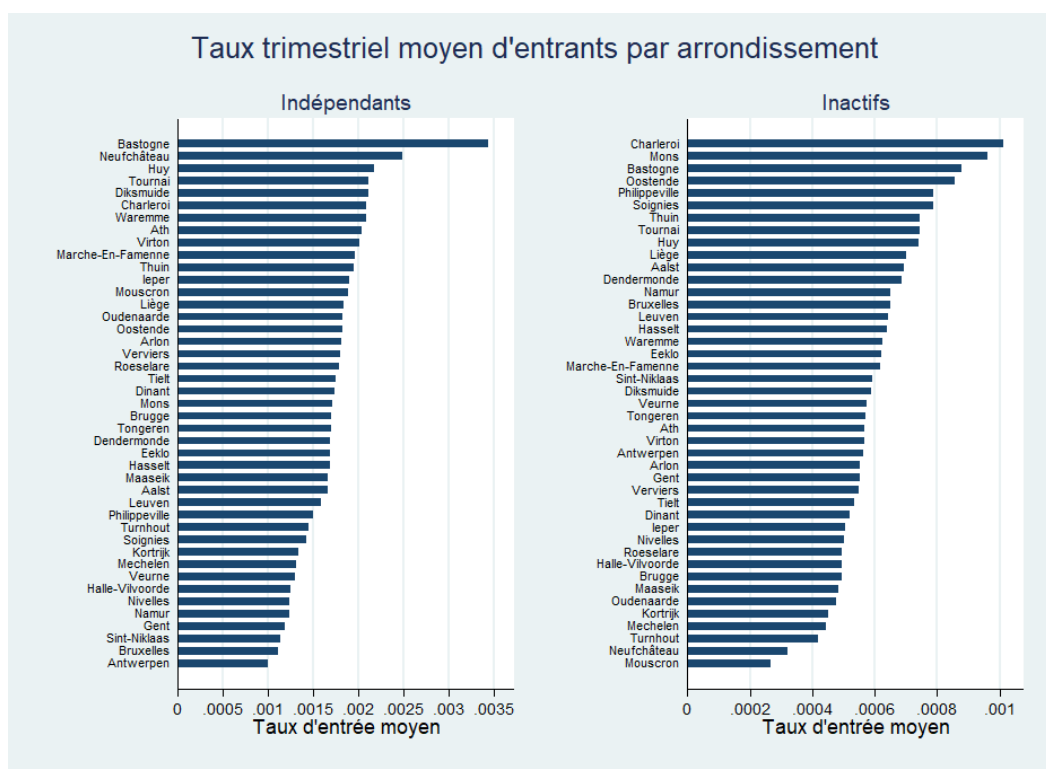
²⁶ Le taux trimestriel d'entrée moyen est ici la moyenne des taux d'entrée trimestriels sur la période 2003q1-2014q4. Nos estimations sont en effet plus précises en supprimant la dimension temporelle.

Figure 29: Taux trimestriel moyen d'entrants par arrondissement (salariés et dem. d'emploi)



Sources : données BCSS et calculs propres.

Figure 30: Taux trimestriel moyen d'entrants par arrondissement (Indépendants et inactifs)



Sources : données BCSS et calculs propres.

Tableau 7: Corrélation du taux d'entrée moyen entre les catégories socio-économiques

	Salariés	Dem. d'emploi	Indépendants	Inactifs
Salariés	1			
Dem. d'emploi	0,269	1		
Indépendants	0,5214	0,3073	1	
Inactifs	0,5649	0,1282	0,242	1

4.3.6. Conclusions de la section :

Cette section a permis d'approfondir la description de l'invalidité en Belgique, grâce à l'utilisation d'un échantillon représentatif à l'échelle individuelle. L'analyse descriptive de cet échantillon a permis d'une part d'analyser les flux d'entrées et sorties de ce régime ainsi que la durée moyenne des individus en invalidité et d'autre part d'identifier une hétérogénéité importante de la probabilité d'entrée en invalidité selon la catégorie socio-économique. Nous avons observé qu'il existe un écart croissant entre le nombre d'entrées et le nombre de sorties de l'invalidité, ce qui participe à une accélération de l'augmentation du nombre d'invalides en Belgique. La durée de l'invalidité est relativement longue. En effet, la probabilité estimée qu'un entrant reste au moins douze années en invalidité est d'environ 0,3. De plus, la durée de l'invalidité est en général plus longue pour les troubles mentaux et les maladies du système locomoteur, qui ont connu l'augmentation la plus forte ces dernières années. On observe également des disparités dans la durée de l'invalidité entre provinces. En effet, la durée médiane se situe entre 22 et 29 trimestres.

Il apparaît que la catégorie socio-économique possède une influence déterminante sur le taux d'entrée en invalidité. En effet, celui-ci a augmenté considérablement chez les demandeurs d'emploi par rapport aux autres catégories. Ainsi, étant donné les disparités de taux de chômage à travers les arrondissements Belges, il est probable qu'une partie des disparités géographiques du taux d'invalidité soient le résultat de cette évolution. L'augmentation rapide du taux d'entrées en invalidité apparaît vers 2005-2006. Plusieurs pistes sont à explorer dans de futures recherches afin de d'identifier la ou les causes de ce phénomène (changements législatifs, économiques,...).

Nous observons également que des disparités géographiques importantes du taux moyen d'entrée en invalidité (c'est-à-dire la proportion moyenne d'individus de chaque groupe entrant en invalidité d'un trimestre à l'autre) existent en Belgique. Chez les salariés, le taux trimestriel moyen d'entrée en invalidité à Charleroi s'élève à 0,27%, contre 0,14% à Bruges. De manière intéressante, la corrélation entre les différentes catégories socio-économiques est relativement faible. En effet, certains arrondissements (Roulers, Ypres, Tielt) possèdent un taux d'entrée moyen relativement faible dans la catégorie des salariés et relativement élevé chez les demandeurs d'emploi.

5. Analyse économétrique :

5.1. Analyse économétrique au niveau des communes :

5.1.1. Introduction :

Dans cette section, nous analysons le taux d'invalidité en prenant la commune²⁷ comme unité d'analyse et relierons celui-ci avec différentes variables d'ordre socio-économique. L'objectif ici est donc d'établir un modèle économétrique permettant d'identifier les variables capables d'expliquer les variations géographiques du taux d'invalidité et de déterminer le pourcentage de cette variation pouvant être expliqué par nos variables. Notre base de données comprend un ensemble de variables au niveau communal pour les années 2009-2013. Ainsi, nous sommes en mesure d'utiliser ici les méthodes standards des données de panel, ce qui nous permet d'établir un lien entre les variables observées et le taux d'invalidité. Bien qu'une relation causale soit difficile à établir en raison de nombreux biais potentiels (variables omises, causalité inverse, ...) les résultats des estimations permettront d'établir si la corrélation entre le taux d'invalidité et les variables explicatives est robuste à un certain nombre de modifications du modèle, telles que l'introduction progressive d'autres variables explicatives et d'un effet individuel fixe dans le temps. Nous décrivons ici en détail les différents modèles économétriques utilisés et commentons ensuite les résultats de nos estimations.

5.1.2. Modèle économétrique :

L'économétrie des données de panel distingue en général deux types modèles linéaires : le modèle à effet aléatoire (ou « random effect model » (RE)) et le modèle à effet fixe (ou « fixed effect model » (FE)). Formellement, les deux modèles sont décrits par l'équation suivante²⁸ :

$$y_{it} = \gamma + \alpha_i + \delta_t + \sum_{k=1}^K x_{kit}\beta_k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où i, t représentent respectivement la commune et l'année, y est la variable dépendante (ici, le taux d'invalidité), α_i est un effet individuel fixe dans le temps, δ_t est un effet temporel commun à toutes les communes, x_k ($k = 1, \dots, K$) est un ensemble de variables explicatives et ε est le terme d'erreur.

La différence principale entre le modèle à effet aléatoire et le modèle à effet fixe réside dans l'hypothèse faite sur la corrélation entre l'effet fixe individuel α_i et les variables explicatives x_k ($k = 1, \dots, K$). En effet, le modèle à effet aléatoire assume une corrélation nulle entre l'effet fixe individuel et les variables explicatives, tandis que le modèle à effet fixe rejette l'hypothèse de corrélation nulle entre α_i et x_k . Pour donner un exemple, supposons que le niveau de pollution moyen ne soit pas inclus dans les variables explicatives et apparaisse donc dans l'effet fixe α_i . Si celui-ci est corrélé avec une variable explicative, par exemple la densité de population, il est probable que les effets soient confondus entre eux si l'on ne tient pas compte de l'effet fixe dans l'estimation (et ainsi observer un effet de la densité de population sur le taux d'invalidité, étant en fait le résultat d'une pollution élevée). Le test d'Hausman, nous permettra de déterminer quel modèle est le plus approprié, en comparant les coefficients obtenus dans les deux modèles. Si les coefficients obtenus dans les deux modèles ne

²⁷ Dû à la limitation de nos données, nous n'avons pas pu obtenir le nombre de prépensionnés par commune.

Le taux d'invalidité est donc obtenu en divisant le nombre d'invalides par le nombre de titulaires indemnisables. Il serait intéressant de voir si nos résultats sont affectés par l'insertion du nombre de prépensionnés par communes. Cependant, nous nous attendrions à des résultats très similaires, étant donné la forte corrélation entre les deux taux d'invalidité au niveau de l'arrondissement (égale à 0,9999).

²⁸ L'ensemble des variables explicatives utilisées dans les estimations est repris dans l'annexe 1.

sont pas significativement différents les uns des autres, alors le modèle RE sera préféré, sinon on optera pour le modèle FE.

5.1.3. Résultats :

Le tableau 9 indique les résultats des estimations des deux modèles en incluant les variables de contrôle progressivement. Les trois premières colonnes reportent les résultats du modèle à effet aléatoire, tandis que les trois dernières colonnes reportent les résultats du modèle à effet fixe. Nous observons d'abord que le test d'Hausman rejette l'hypothèse d'égalité entre les coefficients des deux modèles, ce qui indique que le modèle à effet aléatoire est préféré au modèle à effet fixe. Cependant, ces deux modèles étant par nature différents (l'un évaluant le lien entre les *niveaux* de deux variables, l'autre évaluant le lien entre les évolutions dans le temps des variables) il est intéressant de comparer les coefficients obtenus dans les deux modèles.

L'observation la plus frappante se rapporte à l'effet du taux de chômage sur le taux d'invalidité. En effet, dans le modèle à effet aléatoire, on observe un effet fortement positif du taux de chômage sur le taux d'invalidité. La troisième spécification nous montre qu'une augmentation du taux de chômage d'un point de pourcentage est associée à une augmentation du taux d'invalidité d'en moyenne de 0.078 points de pourcentage. En revanche, en considérant le modèle à effet fixe, l'effet du taux de chômage sur le taux d'invalidité change de signe et devient à présent négatif. Autrement dit, une augmentation du taux de chômage d'un point de pourcentage entraîne à présent une diminution du taux d'invalidité de 0,159 points de pourcentage. Ce résultat est lié au phénomène (discuté dans le paragraphe précédent) de corrélation entre l'effet fixe individuel et le taux de chômage. En effet, le taux de chômage d'une aire géographique est lui-même corrélé à un ensemble de facteurs tels que le niveau d'éducation des habitants, le passé économique de la région, etc... Il est donc très probable que le résultat observé dans le modèle à effet fixe soit en fait guidé par cet ensemble de variables non observées et non le fait d'un effet direct du taux de chômage sur le taux d'invalidité. Une autre possibilité que nous explorerons par la suite, grâce à l'utilisation de données individuelles est que le taux de transition des personnes au chômage vers le régime d'invalidité ait augmenté ces dernières années, de manière à ce qu'un basculement soit opéré du chômage vers l'invalidité.

De manière assez naturelle, le modèle à effet fixe indique un effet limité mais positif de l'âge moyen ainsi qu'un effet positif de la proportion d'ouvriers sur le taux d'invalidité. L'effet de l'âge moyen n'est cependant plus significatif dans le modèle à effet fixe, tandis que l'effet du ratio d'ouvriers reste presque inchangé et toujours significatif. L'effet de la part de travailleurs dans l'industrie est significativement négatif dans le modèle à effet aléatoire et non significatif dans le modèle à effet fixe, indiquant une corrélation entre cette variable et d'autres variables non observées fixes dans le temps.

Une autre observation intéressante est l'effet négatif et très significatif du ratio d'étrangers dans la population sur le taux d'invalidité dans les deux modèles et en particulier dans le modèle à effet fixe. Il est ainsi possible que le taux d'invalidité parmi les étrangers soit plus faible, menant à des taux d'invalidité moins élevés dans les communes où la part de personnes étrangères est élevée. Un résultat similaire a été rapporté par Ruffing (2015) pour les Etats Unis. Ce résultat est cependant difficilement interprétable, étant donné que nous ne connaissons ni la nationalité d'origine, ni le statut des personnes sur le marché du travail. Ruffing (2015) explique que les travailleurs immigrés sont en général en meilleure santé que les autres travailleurs, mais il n'est pas possible de confirmer cette hypothèse dans le cadre actuel. L'analyse des données individuelles nous permettra cependant d'explorer cette hypothèse plus en détail. Étonnamment, le taux de mortalité n'a pas d'effet significatif sur le taux d'invalidité. Ce résultat pourrait être expliqué par le fait que le taux de mortalité parmi les

personnes en invalidité a diminué ces dernières années, en particulier dû à l'augmentation de la part de pathologies non mortelles (troubles mentaux et maladies du système locomoteur) parmi les invalides. Enfin, nous n'observons d'effet de la densité de population sur le taux d'invalidité dans aucun des deux modèles, ce qui indique que les aires urbaines sont autant sujettes au risque d'invalidité que les aires rurales.

Il est important de noter que les modèles à effet aléatoire et à effet fixe sont conceptuellement différents. En effet, le modèle à effet fixe est adapté lorsqu'il s'agit de montrer l'effet causal d'une variable sur une autre, en montrant l'effet du changement d'une variable explicative sur le changement d'une variable dépendante à l'intérieur d'un même individu. En revanche, le modèle aléatoire permet ici d'établir une corrélation entre le niveau du taux d'invalidité et le niveau des autres variables, en d'autres termes, d'indiquer des relations de long terme entre le taux d'invalidité et les variables explicatives du modèle. Cette distinction est importante lorsqu'il s'agit d'expliquer le pourcentage de la variation géographique du taux d'invalidité pouvant être expliqué par nos variables. En effet, nous interprétons ici le R-carré du modèle à effet aléatoire, pour la raison expliquée ci-dessus que ce modèle permet d'établir des corrélations de long terme entre le taux d'invalidité et les variables explicatives. La distinction entre le R-carré « intra » et « inter » provient de la capacité du modèle à expliquer soit la variation temporelle du taux d'invalidité à l'intérieur des communes (R-carré « intra »), soit la variation entre les communes en utilisant le taux d'invalidité moyen de chaque commune (R-carré « inter »). Notre intérêt réside ici dans le R-carré « inter ». Celui-ci étant égal à 0,54 dans la troisième spécification, cela indique que 54% de la variation du taux d'invalidité entre les arrondissements peut être expliquée par des variations géographiques des variables explicatives (en particulier du taux de chômage, de l'âge moyen, du ratio d'ouvriers, du ratio d'étrangers et de la part du secteur industriel dans l'emploi total).

Tableau 8: Résultats de l'estimation de l'équation (1)

Spécification Méthode d'estimation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Effet aléatoire	Effet aléatoire	Effet aléatoire	Effet fixe	Effet fixe	Effet fixe
Taux de chômage	0.0569*** (0.0157)	0.0641*** (0.0136)	0.0785*** (0.0144)	-0.163*** (0.0301)	-0.177*** (0.0307)	-0.159*** (0.0309)
Ln(revenu médian)	-0.0225*** (0.00609)	-0.00355 (0.00617)	-0.00600 (0.00635)	-0.00714 (0.00722)	-0.00321 (0.00725)	-0.00960 (0.00741)
Âge moyen		0.00146*** (0.000548)	0.00125** (0.000541)		0.00174** (0.000761)	0.00126 (0.000771)
Ratio ouvriers		0.0834*** (0.00530)	0.0871*** (0.00551)		0.0667*** (0.0161)	0.0701*** (0.0168)
Ratio étrangers			-0.0408*** (0.00967)			-0.0946*** (0.0272)
Taux de mortalité			0.00532 (0.0601)			-0.0205 (0.0367)
Part du secteur industriel			-0.0136*** (0.00336)			-0.00116 (0.00450)
Ln(densité pop.)			0.000727 (0.000596)			-0.0110 (0.0107)
Effet fixe année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe commune	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
R-carré inter	0.3730	0.4919	0.5401	0.2892	0.0082	0.0009
R-carré intra	0.6261	0.6323	0.6313	0.6581	0.6655	0.6717
Test d'Hausman (p-valeur)				0,0000	0,0000	0,0000
Observations	2,945	2,945	2,945	2,945	2,945	2,945
Nombre de communes	589	589	589	589	589	589

Notes:

Erreurs standards robustes entre parenthèses

* p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01

5.1.4. Conclusions de la section :

L'analyse économétrique macroéconomique a permis d'identifier l'effet de variables socio-économiques sur le taux d'invalidité au niveau communal. Afin de déterminer une corrélation robuste entre ces variables et le taux d'invalidité, le modèle à effet fixe a été préféré au modèle à effet aléatoire sur base du test d'Hausman. Celui-ci estime l'effet d'une *variation* dans le temps des variables explicative sur la *variation* du taux d'invalidité à l'intérieur de chaque commune, permettant ainsi d'isoler l'effet de ces variables explicatives de l'effet d'un ensemble de variables non observées fixes dans le temps. Dans la spécification la plus complète du modèle, nous observons que les variables influençant le taux d'invalidité sont (1) le taux de chômage (-), (2) la part d'ouvriers dans le total des salariés (+) et la part d'étrangers dans la population (-). En revanche, l'âge moyen et le taux de mortalité n'ont pas d'effet significatif sur le taux d'invalidité, sans doute car les variations intra communales sont trop faibles ou car la plus grande partie de la variation géographique du taux d'invalidité est liée à des pathologies à faible taux de mortalité, à savoir les maladies du système locomoteur et les troubles mentaux. L'effet négatif du taux d'invalidité est d'autant plus surprenant que celui-ci est positif lorsque

le modèle à effet fixe est utilisé, c'est-à-dire lorsqu'on observe la relation entre le niveau du taux de chômage et le niveau du taux d'invalidité. Dans les statistiques descriptives, nous avons en effet observé une forte augmentation du taux d'entrée en invalidité depuis le régime du chômage. Il est donc possible ici qu'un transfert d'une partie des chômeurs vers l'invalidité ait eu lieu sur la période observée. Nous discuterons cette éventualité en regard de la littérature scientifique à ce sujet dans les conclusions générales de cette recherche. Cette analyse nous a également permis de déterminer la part de la variation intercommunale pouvant être « expliquée » par les variables observées. Pour cela, le modèle à effet aléatoire a été utilisé, étant donné que celui-ci estime l'effet de long terme des variables explicatives sur le taux d'invalidité. Le R-carré dans la troisième spécification est égal à 0,54, ce qui indique que 54% de la variation géographique du taux d'invalidité peut être expliquée par les variables de contrôle. Étant donné le nombre relativement faible des variables explicatives, il n'est pas étonnant que la part de la variation géographique restant non expliquée soit importante. En effet, de nombreux autres facteurs non-observés ici (caractéristiques des individus, types d'emplois et de contrats, etc...) peuvent également jouer un rôle. Un autre désavantage de l'analyse macroéconomique est qu'elle ne se concentre que sur les variations de stocks d'invalides (ou de taux d'invalidité), ne prenant en effet pas en compte les variations de flux d'entrée et de sortie de l'invalidité. Pour ces raisons, le fait d'utiliser un échantillon de données au niveau individuel augmente considérablement la qualité de l'analyse économétrique. En effet la base de données provenant de la BCSS nous permet d'observer un nombre important de caractéristiques individuelles et nous permet donc de diminuer les biais potentiels des estimations en contrôlant pour un grand nombre de variables. De plus, l'accès à des données individuelles nous permet d'identifier précisément la source de la variation géographique du taux d'invalidité, à savoir si celle-ci est liée principalement à des différences dans le risque individuel d'entrée en invalidité ou plutôt à des variations géographiques de la durée moyenne de l'invalidité. En ce sens, les analyses macroéconomiques et microéconomiques sont complémentaires.

5.2. Analyse économétrique à partir des données individuelles :

5.2.1. Introduction :

Une analyse économétrique, bien que plus précise qu'une analyse macroéconomique comporte également des difficultés techniques importantes. En effet, nous ne parlons plus ici de taux d'invalidité à proprement parler mais de propension individuelle à entrer en invalidité et à y rester pendant une certaine durée. De plus, les facteurs influençant le risque pour un individu d'entrer en invalidité sont très différents selon le statut de celui-ci sur le marché du travail, ce qui implique que nous devons mener des analyses séparées pour chaque catégorie socio-économique. En raison de ces difficultés, nous nous contenterons de conserver l'analyse au niveau microéconomique, en analysant les différentes composantes du taux d'invalidité (c'est à dire la probabilité d'entrée et le taux de sortie en/de l'invalidité, voir section suivante) de manière séparée.

La structure de l'analyse est la suivante. Premièrement, nous construisons un modèle théorique très simple permettant de décomposer le taux d'invalidité en ses différentes composantes et d'identifier ainsi les paramètres que nous estimerons par la suite. Deuxièmement, nous décrivons la stratégie utilisée pour estimer la probabilité individuelle d'entrée en invalidité, les variables utilisées dans l'analyse et commentons ensuite les résultats des estimations. Troisièmement, nous estimons le taux de sortie de l'invalidité en construisant un modèle de hasard et en analysons ensuite les résultats. Enfin, nous discutons les résultats obtenus dans l'analyse et établissons nos conclusions.

5.2.2. Déterminants du taux d'invalidité :

Lorsqu'il s'agit d'analyser des disparités géographiques de stocks (ici des disparités de taux d'invalidité), il faut avant tout comprendre ce qui influence leur dynamique ainsi que les paramètres à l'origine des variations de leur niveau d'équilibre. En particulier, la dynamique du taux d'invalidité dépend de trois facteurs : le flux d'entrées, le flux de sorties et la dynamique de la population des titulaires indemnisables. En effet, alors que les deux premiers facteurs influencent le niveau du numérateur (le nombre d'invalides), le troisième facteur influence le dénominateur (le nombre de titulaires indemnisables).

Afin de clairement visualiser la dynamique du taux d'invalidité, son niveau d'équilibre et l'effet de chaque facteur évoqué ci-dessus, nous construisons ici un modèle très simple, utilisé de manière similaire dans les modèles de chômage (voir Cahuc & Zylberberg 2004). Celui-ci permet en effet de décomposer le taux d'invalidité à l'équilibre en plusieurs composantes que nous estimerons par la suite.

Considérons la variable D comme le nombre d'invalides, L , la population des titulaires indemnisables non invalides et N la population totale des titulaires indemnisables (donc, $N = L + D$). Nous avons également q , le risque instantané d'entrée en invalidité et h , le taux instantané de sortie de l'invalidité (ou taux de hasard). Enfin, nous définissons $D_{-i,i}$ comme le nombre d'invalides entrant dans l'arrondissement i à partir d'un autre arrondissement $-i$ et vice versa pour $D_{i,-i}$. En assumant que la population totale dans l'arrondissement i croît à un taux donné par $\dot{N}_i$ et en supposant que la probabilité d'entrer en invalidité est égale à zéro pour les nouveaux entrants, la dynamique du nombre d'invalides dans un arrondissement i est ainsi donnée par :

$$\dot{D}_i = q_i L_i - h_i D_i + (D_{-i,i} - D_{i,-i})$$

Autrement dit, la dérivée du nombre d'invalides par rapport au temps dépend du nombre instantané d'entrants ($q_i L_i + D_{-i,i}$), moins le nombre instantané de sortants ($h_i D_i + D_{i,-i}$). Nous assumons ici que les invalides sont immobiles, donc $D_{-i,i} - D_{i,-i} = 0$ ²⁹. Afin d'obtenir la dynamique du *taux* d'invalidité, nous utilisons l'égalité suivante : $\dot{D} = \dot{N} + \dot{d}$ ³⁰.

Nous avons donc :

$$\dot{d}_i N_i + \dot{N}_i d_i = q_i L_i - h_i D_i$$

En isolant $\dot{d}_i$, c'est-à-dire le taux de croissance instantané du taux d'invalidité, nous obtenons :

$$\dot{d}_i = q_i - (h_i + n_i + q_i) d_i$$

Avec $n_i = \frac{\dot{N}_i}{N_i}$, le taux de croissance de la population des titulaires indemnisables. Nous voyons ainsi que la dynamique du taux d'invalidité dans un arrondissement i dépend de trois paramètres : n_i , h_i et q_i , soit le taux de croissance de la population, le taux de sortie instantané de l'invalidité et le taux instantané d'entrée en invalidité. À l'équilibre, c'est-à-dire en assumant $\dot{d}_i = 0$, nous obtenons :

²⁹ Nous verrons en pratique que cette hypothèse est satisfaisante car la mobilité des invalides est très faible.

³⁰ En effet, $\left(\frac{\dot{D}}{N}\right) = \frac{\dot{D}N - D\dot{N}}{N^2} \leftrightarrow \dot{d}N^2 = \dot{D}N - D\dot{N} \leftrightarrow \dot{d}N = \dot{D} - d\dot{N}$, où $d = \frac{D}{N}$ est le taux d'invalidité

$$d_i = \frac{q_i}{h_i + n_i + q_i} \quad (2)$$

Dans nos analyses économétriques, nous estimerons séparément les différents paramètres de cette équation, en particulier q_i et h_i et établirons l'importance respective de ces paramètres dans l'ampleur des disparités géographiques du taux d'invalidité ainsi que les facteurs influençant ces paramètres. Dans la section suivante, nous nous concentrerons sur le paramètre d'entrée en invalidité q_i et estimerons l'impact de différentes variables sur celui-ci. Ensuite, nous estimerons l'effet de différents facteurs sur le taux de sortie de l'invalidité.

5.2.3. Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité :

Dans cette partie, nous estimons le paramètre q_i de l'équation (2) pour chaque arrondissement, en d'autres mots, nous estimons ici la probabilité pour un individu provenant d'un arrondissement i d'entrer en invalidité au cours d'un horizon temporel plus ou moins proche, que nous allons discuter ici.

L'invalidité étant une situation d'absence médicale d'une durée supérieure à une année, nous devons trouver un moyen d'estimer de manière appropriée la probabilité pour un individu d'entrer en invalidité, en prenant en compte ce facteur de dépendance temporelle. De plus, se pose la difficulté que l'invalidité ne survient pas mécaniquement après une année d'incapacité primaire mais peut être reconnue directement, sans période préalable d'incapacité primaire³¹. Enfin, nous devons tenir compte du fait que le risque d'entrée en invalidité est influencé non seulement par des caractéristiques personnelles actuelles, mais également par un certain nombre d'événements pouvant être survenus dans un passé plus ou moins lointain.

Ainsi, au lieu d'estimer le risque pour un individu d'entrer en invalidité au cours du trimestre suivant, nous estimons le risque de connaître au moins une période d'invalidité au cours des deux prochaines années, sachant que les individus ne sont au départ ni en incapacité primaire, ni en invalidité. En considérant une période plus longue, nous résolvons ainsi le problème posé par les multiples modes d'entrée en invalidité (de manière immédiate ou après une période d'incapacité primaire). Cette stratégie d'estimation a notamment été utilisée par Bratsberg et al. (2013) dans une étude portant également sur l'estimation du risque d'entrée en invalidité.

Nous découpons ainsi notre échantillon en sous-périodes de 2 ans, soit : (1) 2003q1-2004q4 ; (2) 2005q1-2006q4 ; (3) 2007q1-2008q4 ; (4) 2009q1-2010q4 ; (5) 2011q1-2012q4 et (6) 2013q1-2014q4. Au premier trimestre de chaque période, nous considérons les individus qui ne sont ni en incapacité primaire, ni en invalidité et estimons la probabilité que ceux-ci connaissent au moins une période d'invalidité au cours de la période considérée. Cette méthode nous donne ainsi une estimation du risque d'entrer en invalidité, quelle que soit la durée de cet état par la suite. Cette stratégie d'estimation permet également de prendre en compte l'historique des individus sur une période de deux ans et ainsi évaluer l'influence de certaines trajectoires sur le risque d'entrée en invalidité.

Formellement, afin d'estimer le paramètre q_i de l'équation (2), nous estimons le modèle suivant:

$$P(D_{ijt} = 1 | D_{ijt_0} = 0) = \Phi(\delta_t + \gamma_j + x_{ijt}\beta + \varepsilon_{ijt}) \quad (3)$$

³¹ En effet, pour des raisons non entièrement déterminées, une part substantielle des entrées en invalidité sont effectuées sans passer par une période préalable d'une année en incapacité primaire.

Dans cette formule, i, j, t indiquent respectivement l'individu, l'arrondissement et la période (à partir du deuxième trimestre). L'indice t_0 indique le premier trimestre de chaque période, tandis que δ_t et γ_j représentent respectivement un effet temporel et un effet d'arrondissement. x_{ijt} est un vecteur de caractéristiques individuelles observables (fixes ou variables dans le temps) et enfin ε_{ijt} est le terme d'erreur distribué suivant une loi Normale, selon les hypothèses standards du modèle probit.

L'objectif est ici de déterminer si les coefficients estimés associés aux différents arrondissements sont significativement différents entre eux après avoir contrôlé pour un ensemble de caractéristiques individuelles pouvant être réparties de manière inégale à travers les arrondissements belges. Des différences significatives indiqueraient que certaines variables non observées ici et inégalement distribuées à travers les arrondissements contribuent toujours aux inégalités géographiques du risque d'entrée en invalidité.

Notre analyse évaluera ainsi le rôle de la distribution géographique des caractéristiques individuelles observables sur l'hétérogénéité géographique de la probabilité d'entrée en invalidité. Nous montrerons ainsi l'évolution de la dispersion des probabilités estimées associées à chaque arrondissement, en incluant progressivement nos variables de contrôle. Ensuite, nous établirons si, après inclusion de toutes les variables de contrôle, des différences significatives entre arrondissements persistent et si certains arrondissements peuvent être considérés comme des observations « aberrantes ».

Notre analyse sera effectuée sur différents niveaux. Dans un premier temps, nous estimerons la probabilité d'entrée en invalidité par arrondissement pour toutes les catégories socio-économiques confondues. De cette manière, nous pourrions évaluer l'importance de la répartition géographique des catégories socio-économiques sur l'hétérogénéité géographique du taux d'entrée en invalidité. Nous procéderons ensuite à une analyse séparée pour les salariés, les demandeurs d'emploi et les indépendants.

5.2.4. Description de la base de données utilisée pour l'analyse économétrique:

Ayant défini la stratégie d'estimation que nous utiliserons pour estimer le risque d'entrée en invalidité, nous décrivons à présent la base de données utilisée dans nos analyse et justifions le choix des variables explicatives que nous utiliserons dans nos estimations. Étant donné que la méthode économétrique requiert une réorganisation de la base de données initiale nous décrivons également la manière dont nous procédons. De plus, afin d'éviter que certaines données aberrantes n'affectent l'ensemble des résultats, nous élaborons un certain nombre de critères sur base desquels nous gardons ou supprimons certains individus de notre base de données.

5.2.5. Construction de la base de données utilisée pour l'analyse économétrique :

Afin d'estimer le modèle économétrique représenté dans l'équation (3), nous avons dû procéder à un remaniement de notre base de données initiale. En effet, la nouvelle base de données utilise l'information sur les individus au début de chaque période (2003q1, 2005q1, 2007q1, 2009q1, 2011q1 et 2013q1), ce qui permet à un même individu d'être présent à plusieurs reprises dans notre échantillon. Afin de limiter les biais possibles d'estimation en raison de données aberrantes (par exemple les revenus très élevés) ou du fait que certains individus ne sont pas éligibles au régime d'invalidité (en raison de l'âge ou de l'ancienneté), nous devons supprimer certains individus de notre nouvelle base de données. Notre objectif est en effet d'estimer le risque d'entrée en invalidité pour des personnes à priori en bonne santé et ayant droit au régime d'invalidité au cours du premier

trimestre de chaque période. Pour cela, nous devons supprimer les personnes ayant été récemment en invalidité ainsi que les personnes qui pourraient bénéficier d'un autre régime (par ex. pension ou prépension) substitut à l'invalidité. Nous supprimons également un faible nombre d'individus dont certaines caractéristiques sont manquantes. Enfin, afin que nos résultats ne soient pas influencés par des valeurs aberrantes, nous supprimons les individus au-delà du centile supérieur du revenu dans chaque catégorie socio-économique (salariés, chômeurs, indépendants). La liste ci-dessous établit précisément les personnes que nous supprimons de nos données :

- Les personnes dont l'âge est en-dessous de 20 ans ou au-dessus de 50 ans en 2007 (pour éviter l'accès à d'autres régimes substituts)
- Les fonctionnaires, qui bénéficient d'un régime de pension différent des autres salariés
- Les personnes en invalidité ou ayant connu au moins une période d'invalidité au cours des deux dernières années
- Les personnes dans le centile supérieur du revenu journalier (pour les salariés) ou du revenu annuel moyen (pour les demandeurs d'emploi)
- Les personnes en incapacité primaire ou ayant connu plus de cinq périodes d'incapacité primaire au cours des deux dernières années.
- Les individus ayant des variables de contrôle inconnues.
- Pour les salariés, Les personnes dont l'équivalent temps plein est inférieur à 15%.

Les tableaux suivants reprennent une description des données que nous utilisons dans notre analyse économétrique.

Tableau 9: Caractéristiques de la vie privée

	Salariés	Demandeurs d'emploi	Indépendants
Nombre d'observations	705 804	99 850	146411
Variables	Pourcentage		
Répartition par sexe			
Proportion d'hommes	52,44	47,47	64,88
Classe d'âge en 2007			
20-29	27,78	27,75	21,336
30-39	31,68	27,21	31,53
40-49	30,42	27,97	57,288
50-54	10,11	31,41	22,867
Position dans le ménage			
Enfant à charge	11,08	11,62	7,04
Ménage monoparental	5,72	15,62	4,03
Marié avec enfants	37,39	21,82	49,23
Marié	9,39	7,65	9,94
Autre	2,73	3,37	2,36
Isolé	13,22	27,68	12,16
Cohabitant avec enfants	11,41	7,55	9,49
Cohabitant	9,06	4,69	5,74
Nationalité			
UE 28	4,77	8,07	1,29
Belgique	93,55	88,05	91,67
Autre	1,68	3,88	7,04

Note :

L'âge exact n'étant pas disponible, nous utilisons la classe d'âge (par tranche de 5 ans et décrit ici par tranches de 10 ans) des individus en 2007

Tableau 10: Sécurité sociale et antécédents de santé

	Salariés	Demandeurs d'emploi	Indépendants
Nombre d'observations	705804	100847	146411
Variables	Pourcentage		
Allocation d'une branche de la Sécurité sociale			
Allocation du CPAS	0,46	1,29	0,1
Allocation du fond des personnes handicapées (FODSZ)	0,08	1,16	
Allocation du fond des maladies professionnelles (FAO)	0,16	0,01	
Allocation du fond des accidents de travail (FBZ)	0,28	0,44	
Total FODSZ, FAO, FBZ	0,52	1,61	0,15
Nombre de trimestres en incapacité primaire au cours des 8 derniers trimestres (max 5)			
0	91,39	87,22	97,52
1	6,31	6,66	1,54
2	1,61	3,2	0,56
3	0,51	1,94	0,26
4	0,17	0,83	0,12
5	0,02	0,14	0 (supprimé)
<u>Note :</u> Le statut des individus n'étant disponible qu'au dernier jour de chaque trimestre, nous ne pouvons observer que les épisodes d'incapacité qui comprennent le dernier jour du trimestre. Pour les indépendants, nous sommes contraint de regrouper toutes les branches FODSZ, FAO et FBZ en une seule pour obtenir des estimations suffisamment précises.			

Tableau 11: Caractéristiques du marché du travail

	Salariés	Demandeurs d'emploi	Indépendants
Nombre d'observations	705804	100847	146411
Variables	Pourcentage		
Nombre de trimestres au chômage au cours des 8 derniers trimestres (dummy 0/1 pour les indépendants) – max 8 trimestres			
0	92,74		97,74
1	2,79	8,9	2,26
2	1,67	8,15	
3	1,12	8,18	
4	0,75	8,7	
5	0,48	8,05	
6	0,3	8,48	
7	0,15	10,6	
8	0	38,93	
Ancienneté chez l'employeur actuel (ou du statut d'indépendant) – max 8 trimestres			
1	6,13		3,01
2	4,73		1,72
3	4,52		1,68
4	3,61		1,84
5	4,05		2,96
6	3,36		1,67
7	4,44		1,63
8	69,16		85,49
Statut social			
Employés	59,42	37,38	(pas de données)
Ouvriers	40,58	23,75	
Inconnu	0	38,86	
Secteur Public vs privé			
Secteur public	16,42	9,27	(pas de données)
Secteur privé	83,58	51,9	
Inconnu	0	38,83	
Note : Chez les indépendants, le nombre de trimestres au chômage est regroupé afin d'obtenir une dummy 0/1 qui indique si oui ou non la personne a connu un épisode de chômage au cours des 8 derniers trimestres. Cela permet de rendre les estimations plus précises.			

Tableau 12: Répartition par secteur d'activité

	Salariés	Demandeurs d'emploi	Indépendants
Nombre d'observations	705804	100847	146411
Variables	Pourcentage		
Secteur d'activité			
Agriculture, sylviculture et pêche	0,75	1,03	(pas de données)
Industrie manufacturière	17,67	5,51	
Électricité & Gaz	0,55	0,07	
Eau & déchets	0,56	0,22	
Construction	6,58	4,11	
Commerce et réparation automobile	15,52	8,28	
Transports et entreposage	5,28	2,39	
Hébergement et restauration	2,8	4,18	
Information et communication	3,02	1,1	
Activités financières et d'assurance	4,58	0,67	
Activités immobilières	0,56	0,39	
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	4,26	1,44	
Activités de services administratifs et de soutien	7,65	15,11	
Administration publique	7,72	5,86	
Enseignement	5,21	2,43	
Santé humaine et action sociale	14,2	5,43	
Arts, spectacles et activités récréatives	0,81	1,31	
Autres activités de services	2,23	1,51	
Inconnu	0,05	38,97	
Note : Pour les chômeurs, le secteur d'activité correspond au secteur du dernier employeur chez lequel ceux-ci ont été enregistrés.			

Tableau 13: Description des variables continues pour les salariés

Variable	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Équivalent temps plein	0,851	0,218	0,15	1,50
Salaire journalier	12,399	4,589	1,00	60,00

Tableau 14: description des variables continues pour les demandeurs d'emploi

Variable	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Revenu annuel moyen	10992,04	5132	0	31000

Tableau 15: description des variables continues pour les indépendants

Variable	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Revenu annuel moyen	18906,57	16866,18	0	90000

Critères justifiant le choix des variables utilisées :

Les variables utilisées dans cette étude ont été sélectionnées sur base de la littérature scientifique et de résultats obtenus dans de précédentes études (Bratsberg et al. 2013, Fevang et al. 2015, Markussen et al. 2011) ainsi qu'en fonction de leur disponibilité à la BCSS. La plupart des études scientifiques utilisent en effet un ensemble de caractéristiques individuelles comme variables de « contrôle », afin d'établir l'effet causal d'un événement (perte d'emploi, changement législatif, etc...) sur le risque d'entrée en d'invalidité. Ces variables sont relativement similaires dans les différentes études et ne diffèrent que selon leur disponibilité dans les différentes bases de données utilisées par les chercheurs. Les variables utilisées dans la présente étude peuvent être divisées en trois groupes principaux, à savoir, les caractéristiques personnelles à caractère privé, les caractéristiques décrivant la situation sur le marché du travail et enfin des indicateurs déterminant si la personne bénéficie actuellement d'allocations provenant de divers régimes de la sécurité sociale.

Il est important de noter que malgré la richesse de la base de données utilisée ici, il est inévitable que de nombreux aspects de la vie des personnes influençant le risque d'invalidité ne soient pas pris en compte. En effet, des variables telles que le passé familial, des habitudes alimentaires ou encore des événements survenant au cours de la vie (décès d'un proche, séparation,...) peuvent également influencer le risque d'entrée en invalidité sans que l'on puisse les observer. D'autres études ont notifié cette difficulté. En effet, Markussen et al. (2011) ont étudié les déterminants de l'absentéisme au travail. Ceux-ci ont utilisé une base de données compréhensive, incluant un nombre important de variables (facteurs démographiques, éducation, aspects familiaux, événements familiaux (décès, séparation,...), caractéristiques de l'emploi, caractéristiques du médecin traitant) et montrent que seulement un tiers de la variation du taux d'absentéisme entre les individus peut être expliquée par les variables observables.

Malheureusement, la base de données utilisée ici ne contient que peu d'informations sur l'employeur (uniquement le secteur d'activité). En particulier, nous ne disposons pas de variables décrivant le nombre d'employés, ou le niveau de profits, de capital, etc. En effet, ces variables ne sont pas disponibles à la BCSS et celles-ci ne seront donc pas étudiées dans la présente étude.

5.2.6. Résultats :

Comme nous l'avons expliqué précédemment, nous estimons en premier lieu la probabilité d'entrée en invalidité pour toutes les catégories socio-économiques confondues et passons ensuite à des estimations séparées pour les salariés, les demandeurs d'emploi et les indépendants. Dans chaque section, la présentation des résultats sera la suivante. Premièrement, nous estimons l'équation (2) et comparons les probabilités estimées dans chaque arrondissement avant et après inclusion des variables de contrôle dans le modèle. Deuxièmement, nous montrerons l'évolution de la dispersion

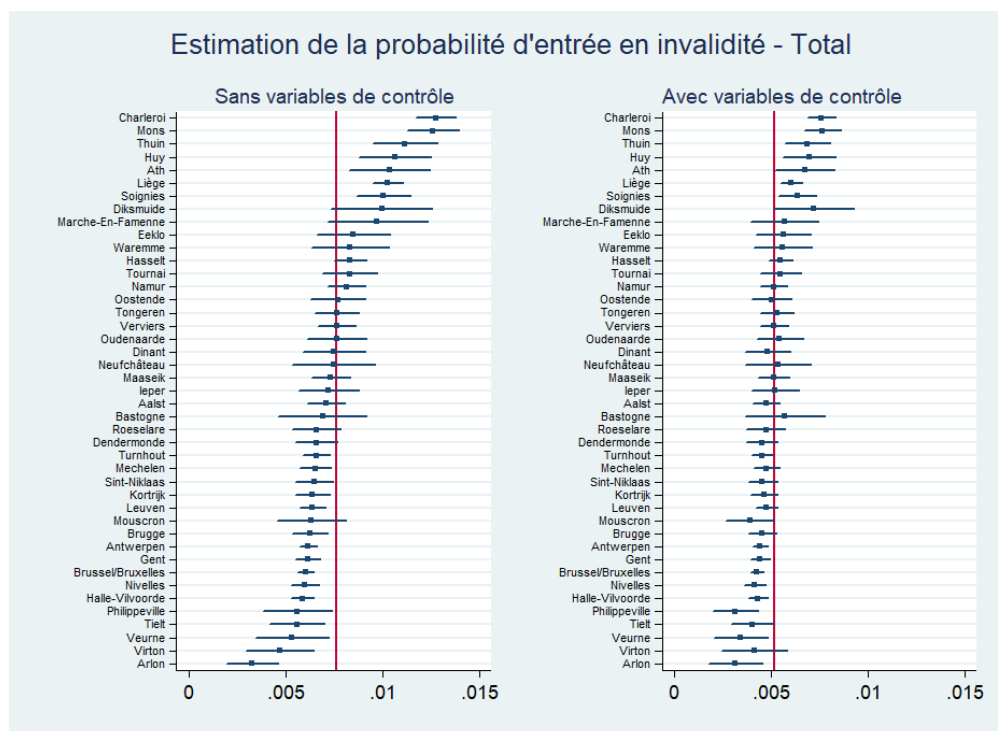
des probabilités estimées pour chaque arrondissement en incluant progressivement les variables de contrôle dans le modèle économétrique. De cette manière, nous serons en mesure d'identifier le rôle joué par les différentes variables de contrôle dans la dispersion géographique du taux d'invalidité. Enfin, puisque le rôle joué par les différentes variables de contrôle porte également un intérêt en soi, nous commenterons l'effet de ces variables sur la probabilité d'entrée en invalidité.

Analyse toutes catégories socio-économiques confondues :

La figure 31 montre graphiquement les résultats du modèle défini par l'équation 3, sans (à gauche) et avec (à droite) inclusion des variables de contrôle. Une remarque préliminaire est que, dû à la non-linéarité du modèle probit, les coefficients estimés en incluant les variables de contrôle sont en général plus faibles que les probabilités estimées sans variables de contrôle. Nous présentons ainsi les résultats de manière à observer la dispersion des coefficients par rapport à la moyenne, qui est représentée par la ligne verticale en rouge. Les probabilités d'entrée en invalidité sont ici représentées pour chaque arrondissement avec leur intervalle de confiance à 95%.

Nous observons dans la figure de gauche des disparités importantes de probabilités estimées, allant de 0,32% (à Arlon) à 1,28% (à Charleroi) (voir annexe 34 pour les résultats des estimations). De manière générale, les résultats sont consistants avec les observations précédentes, à savoir que les taux d'invalidité ont particulièrement augmenté dans les arrondissements du Hainaut. La figure de gauche montre une importante diminution des disparités géographiques de probabilités estimées lorsqu'on inclut les variables de contrôle dans le modèle. La diminution des probabilités estimées est particulièrement forte pour les arrondissements dans le haut de la distribution. Nous observons cependant toujours des écarts significatifs entre les probabilités estimées, ce qui indique que d'autres facteurs non-observés jouent toujours un rôle dans la dispersion observée.

Figure 31: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité par arrondissement – Toutes catégories confondues



Notes : (1) La ligne verticale en rouge indique la moyenne des probabilités estimées. (2) La figure à droite estime les probabilités estimées en fixant chaque variable de contrôle à sa moyenne.

Afin de déterminer quelles variables explicatives contribuent le plus fortement à la diminution de l'hétérogénéité des probabilités estimées, nous introduisons celles-ci progressivement et observons l'impact de leur inclusion dans le modèle sur la dispersion des coefficients estimés. La figure 32 montre l'évolution de la dispersion des probabilités estimées autour de la moyenne selon quatre estimations différentes. L'inclusion des variables de contrôle est effectuée de manière suivante³² :

1. Aucune variable de contrôle
2. Caractéristiques vie privée
3. Caractéristiques vie privée + Caractéristiques de l'emploi
4. Caractéristiques vie privée + Caractéristiques de l'emploi + variables concernant les allocations sécurité sociale et le nombre de périodes précédentes en incapacité primaire.

Pour plus de précision, le tableau 16 reprend l'évolution de l'écart type des probabilités estimées. Nous observons une diminution importante de celui-ci entre la première et la troisième régression. Ce résultat indique que les caractéristiques individuelles ainsi que la catégorie socio-économique influencent le plus fortement la dispersion des probabilités estimées. En particulier, l'inclusion de la catégorie socio-économique comme variable explicative (régression 3) permet de diminuer fortement l'écart entre la probabilité moyenne et les probabilités les plus élevées. Nous concluons donc que les arrondissements à l'extrémité supérieure de la distribution géographique des probabilités estimées possèdent une proportion importante de demandeurs d'emploi dont la probabilité d'entrée en invalidité est particulièrement élevée. Ce résultat confirme que le taux d'invalidité local est fortement lié aux conditions économiques locales.

Figure 32: Dispersion des probabilités estimées autour de la moyenne – Toutes catégories socio-économiques confondues

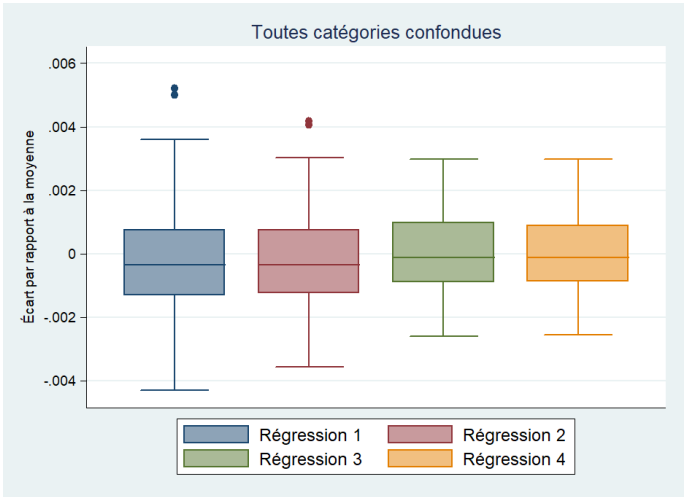


Tableau 16:Écart type des probabilités estimées à travers différentes spécifications du modèle - Toutes catégories confondues

	Régression 1	Régression 3	Régression 4	Régression 5
Écart type Salariés	0,203%	0,170%	0,126%	0,124%

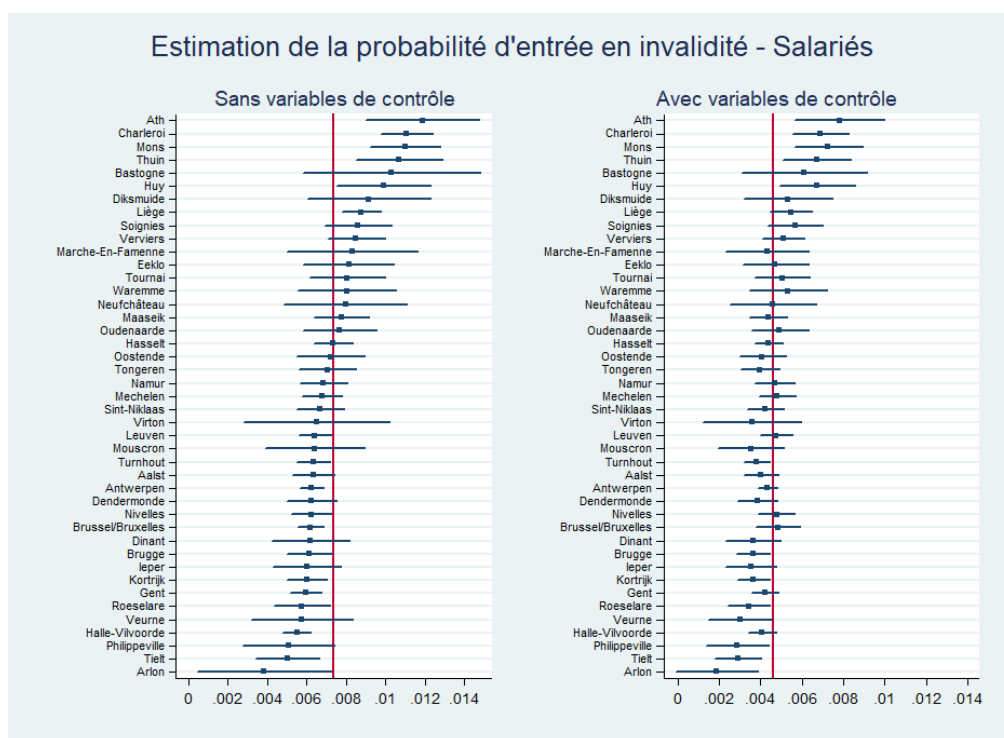
³² Pour plus de précisions, un tableau en annexe reprend les variables comprises dans estimation.

Analyse du régime des salariés :

Nous passons à présent à l'analyse des résultats dans la catégorie des salariés. La figure 33 montre les probabilités d'entrée en invalidité au cours des deux prochaines années estimées pour chaque arrondissement sans (à gauche) et avec (à droite) inclusion des variables de contrôle dans l'équation (2).

Cette figure montre qu'après l'inclusion des variables de contrôle dans le modèle, la grande majorité des arrondissements ont des probabilités estimées qui ne diffèrent pas significativement de la moyenne nationale. Cependant, certains arrondissements aux extrémités de la distribution restent toujours significativement inférieurs ou supérieurs à la moyenne, ce qui indique que des variables non observées influencent la probabilité estimée dans ceux-ci. En effet, les arrondissements d'Arlon, Tielt et Philippeville se trouvent toujours significativement en-dessous de la moyenne tandis que les arrondissements d'Ath, Charleroi, Mons, Thuin et Huy se trouvent significativement au-dessus de la moyenne. Les différences de probabilité estimée par rapport à la moyenne restent importantes pour certains arrondissements. En effet, la probabilité estimée dans l'arrondissement d'Arlon après inclusion des variables de contrôle est égale à 0,18%, soit plus de deux fois inférieure à la moyenne des coefficients (égale à 0,45%). Les arrondissements d'Ath, Charleroi, Mons, Thuin et Huy sont fortement éloignés de la moyenne avec des probabilités estimées respectivement à 0,75%, 0,67%, 0,67%, 0,70% et 0,65% (voir annexe 35).

Figure 33: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité par arrondissement – salariés



En reproduisant l'exercice effectué dans la section précédente, consistant à inclure progressivement les variables de contrôle dans le modèle économétrique (voir annexe 33 pour une liste précise des

variables incluses dans chaque régression), nous obtenons les résultats représentés graphiquement par la figure 34 et le tableau 17.

Figure 34: Dispersion des probabilités estimées autour de la moyenne - salariés

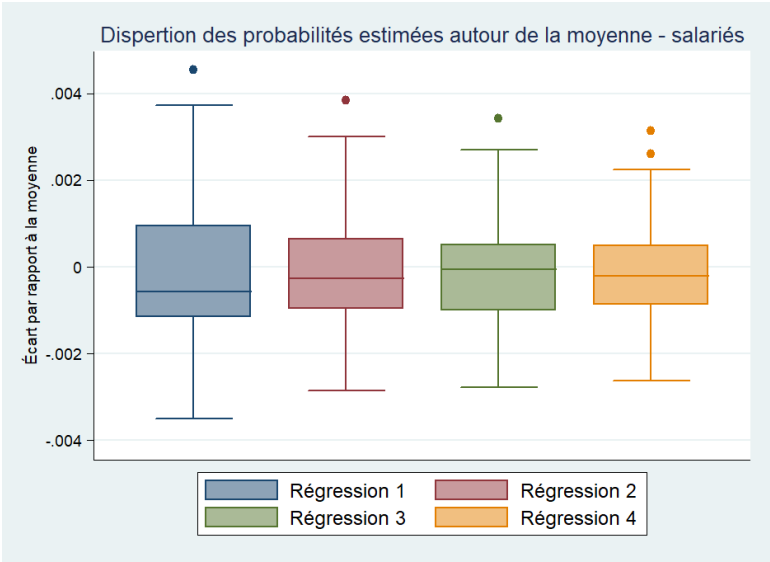


Tableau 17: Écart type des probabilités estimées à travers différentes spécifications du modèle - Salariés

	Régression 1	Régression 3	Régression 4	Régression 5
Écart type Salariés	0,180%	0,146%	0,130%	0,120%

Nous observons que l’inclusion des variables concernant la vie privée des individus jouent un rôle important dans la dispersion des coefficients estimés. En effet, l’écart type passe de 0,180 points de pourcentage à 0,146 points de pourcentage. L’inclusion des caractéristiques de l’emploi et enfin des antécédents de santé permettent également de réduire la dispersion des coefficients. Nous verrons en effet dans la section suivante que le sexe et statut social et la position dans le ménage ont un impact important sur la probabilité d’entrée en invalidité et que celles-ci sont inégalement distribuées à travers les arrondissements.

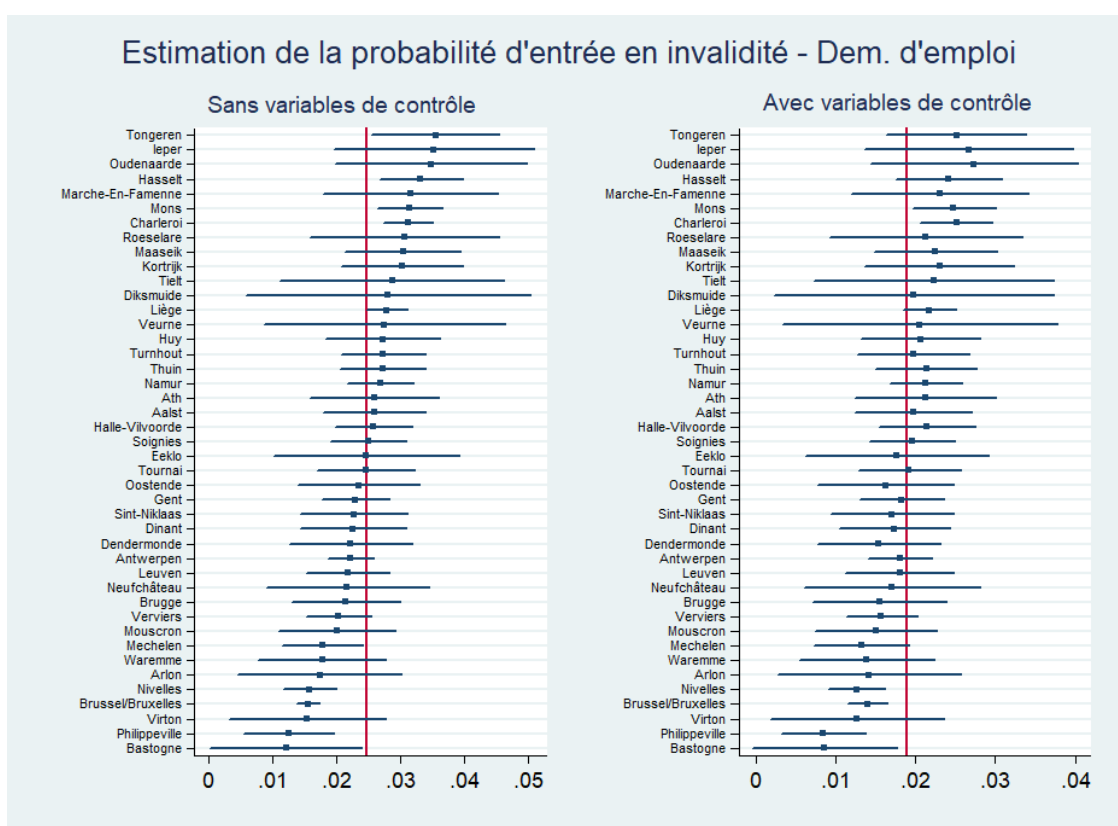
Analyse du régime des demandeurs d’emploi :

L’analyse du régime des demandeurs d’emploi se révèle plus complexe dû aux intervalles de confiance plus larges associés aux probabilités estimées, en raison d’un nombre plus faible de données que chez les salariés. Ainsi, les probabilités estimées les plus précisément estimées sont associées aux arrondissements plus larges en termes de population.

Il est intéressant de noter que l’ordre des probabilités estimées est ici substantiellement différent de l’ordre établi pour le régime des salariés. En effet, les arrondissements de Tongres, Audenarde, Ypres et Hasselt ont ici des probabilités estimées bien supérieures à la moyenne, ce qui n’est pas le cas dans la catégorie des salariés. En revanche, les arrondissements d’Ath et Thuin sont cette fois très proches

de la moyenne. Comme pour le régime des salariés, l'inclusion des variables de contrôle dans notre modèle ne permet pas de réduire totalement la dispersion géographique des coefficients estimés. Dans le bas de la distribution, on retrouve les arrondissements de Bastogne, Philippeville, Virton, Bruxelles et Nivelles. Dans le haut de la distribution, bien que les arrondissements de Tongres, Ypres et Audenarde soient au-dessus de la moyenne, les intervalles de confiance sont trop larges pour mener à des différences significatives par rapport à la moyenne. Seuls les arrondissements de Charleroi et Mons sont ainsi significativement au-dessus de la moyenne nationale. Enfin, il est important de noter que, comme nous l'avons déjà observé dans la partie descriptive, les probabilités estimées ici sont largement au-dessus des probabilités estimées pour le régime des salariés. Ainsi, comme l'ont montré les résultats de l'analyse économétrique toutes catégories socio-économiques confondues, des arrondissements comprenant un taux chômage plus important auront mécaniquement un taux d'invalidité plus élevé.

Figure 35: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité – Demandeurs d'emploi



L'inclusion progressive des variables de contrôle est effectuée de la même manière que pour le régime des salariés, avec notamment l'inclusion progressive des variables comprenant (1) la vie privée des individus, (2) les caractéristiques de l'emploi (ici du dernier emploi effectué avant la période de chômage) et (3) les variables concernant l'historique de santé des individus. La figure 36 montre que la dispersion des coefficients autour de la moyenne ne change pas substantiellement en incluant les variables de contrôle. À présent, les caractéristiques de l'emploi précédent et surtout les variables relatives à l'historique de santé des individus jouent un rôle plus important que les variables relatives à la vie privée.

Figure 36: Dispersion des probabilités estimées autour de la moyenne - Demandeurs d'emploi

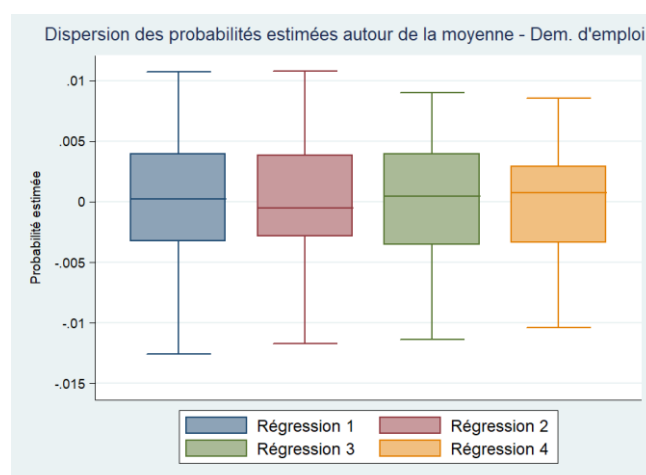


Tableau 18: Écart type des probabilités estimées à travers différentes spécifications du modèle - Demandeurs d'emploi

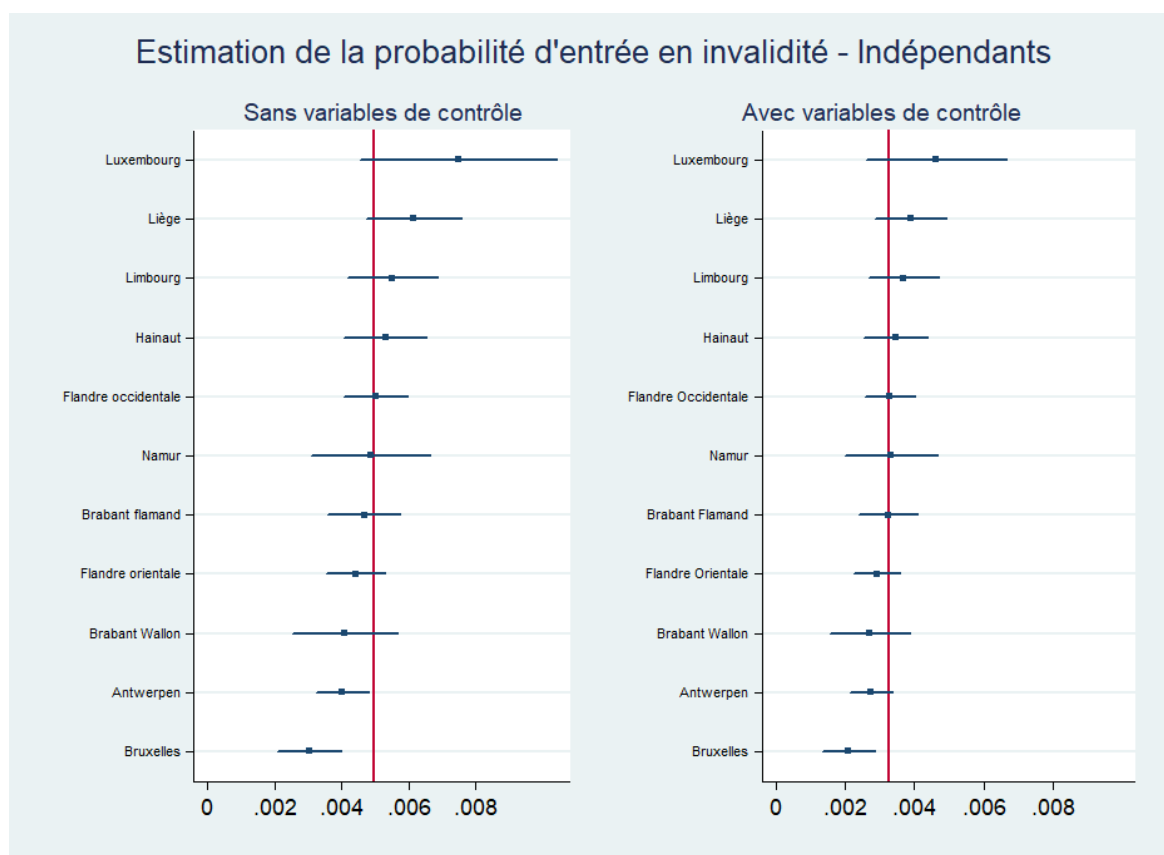
	Régression 1	Régression 2	Régression 3	Régression 4
Écart type	0,598%	0,552%	0,513%	0,449%

Analyse du régime des indépendants :

En raison de la combinaison du faible nombre de données et du faible taux d'entrée en invalidité chez les indépendants, nous sommes contraints d'utiliser ici la province comme unité géographique. L'analyse par arrondissement mènerait en effet à des intervalles de confiances trop larges pour porter des conclusions claires.

La figure 37 montre que seule la province de Bruxelles est significativement inférieure à la moyenne nationale. Bien que la probabilité estimée pour la province du Luxembourg soit bien au-dessus de la moyenne nationale, l'intervalle de confiance est trop large pour conclure à une différence significative par rapport à la moyenne.

Figure 37: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité - Indépendants



Lorsqu'on introduit les variables de contrôle progressivement, on observe une diminution relativement homogène de l'écart type de la distribution des probabilités. En tout, l'écart type diminue de 0,186 points de pourcentages à 0,121 points de pourcentages, soit une diminution de 34%.

Figure 38: Dispersion des probabilités estimées autour de la moyenne - Indépendants

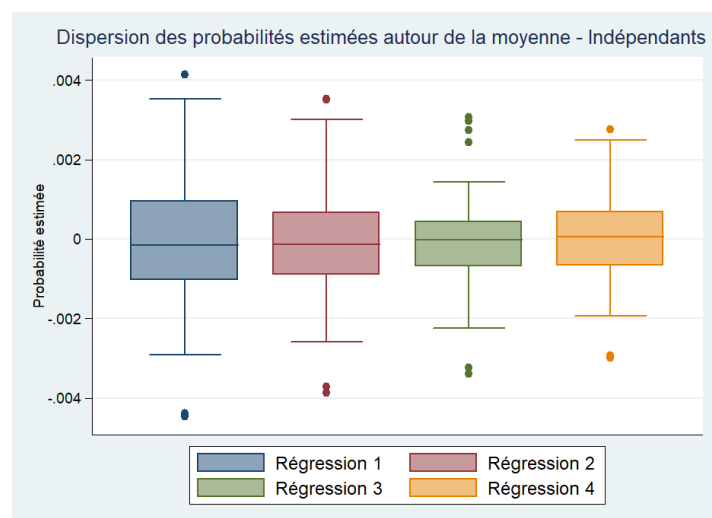


Tableau 19: Écart type des probabilités estimées à travers différentes spécifications du modèle - Indépendants

	Régression 1	Régression 2	Régression 3	Régression 4
Écart type	0,186%	0,163%	0,139%	0,121%

5.2.7. Effet des variables de contrôle sur le risque d'entrée en invalidité :

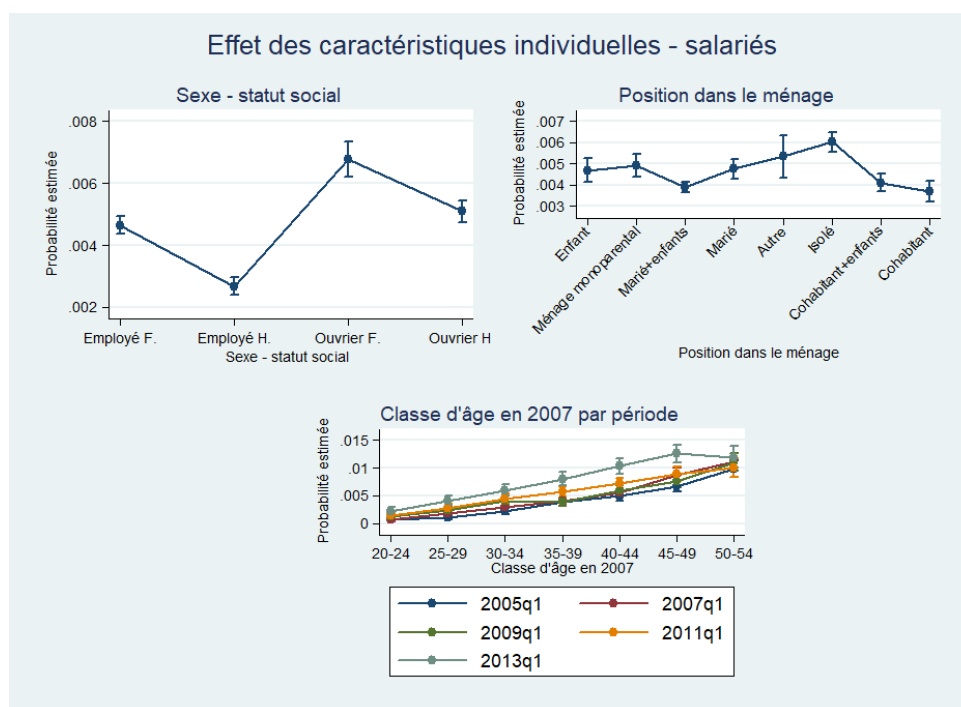
Bien que la présente recherche soit essentiellement focalisée sur l'aspect géographique de l'invalidité, il est également important de comprendre quelles variables autres que le lieu de résidence jouent un rôle dans ce phénomène. En effet, il est important de pouvoir déterminer quelles caractéristiques influencent le risque d'entrée en invalidité afin de pouvoir éventuellement mener des politiques préventives efficaces, ciblant les individus les plus sensibles. Pour cela, nous reprenons les résultats des régressions effectuées dans la section précédente (par groupe socio-économique) et analysons ici l'effet des variables de contrôle. Le tableau reprenant les résultats des régressions est présenté en annexe. Pour une meilleure visibilité, les sous-sections suivantes décrivent graphiquement les résultats de ce tableau en illustrant les probabilités estimées uniquement pour les variables ayant un effet significatif sur le risque d'entrée en invalidité.

Salariés :

Les figures ci-dessous représentent graphiquement la probabilité d'entrée en invalidité (représentée avec son intervalle de confiance à 95%) pour une certaine valeur de la variable concernée, en fixant toutes les autres variables à leur moyenne. Les valeurs exactes des probabilités estimées sont reprises dans l'annexe 33.

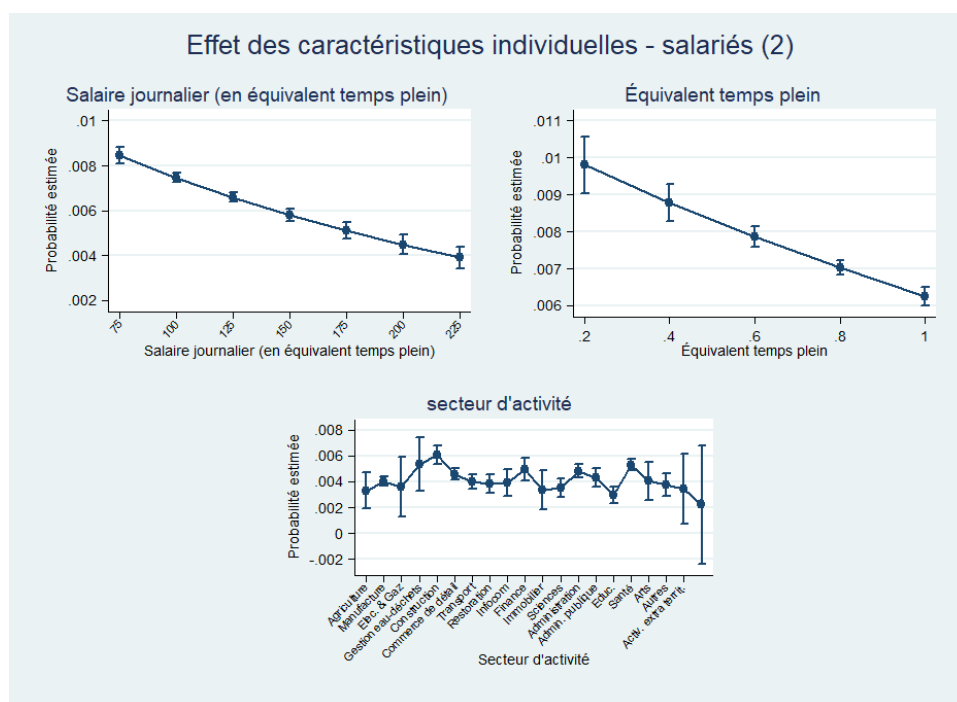
Nous observons que les ouvriers, en particulier les ouvriers femmes ont un risque d'entrée largement plus élevé que les employés. Cette observation fait écho aux statistiques descriptives établies dans les sections précédentes, dans lesquelles nous avons observé des taux d'invalidité particulièrement élevés chez les ouvrières. Concernant la position dans le ménage, les isolés ont les taux d'entrée les plus élevés. Nous verrons par la suite que ce résultat est dû à une forte exposition de ce groupe aux troubles mentaux, sans doute liés à des taux de dépressions plus importants chez les personnes isolées. La classe d'âge a été interagie avec la période de référence pour la raison que nous ne possédons pas l'âge exact des individus mais uniquement la classe d'âge de ceux-ci en 2007. Nous observons donc ici à la fois l'effet inter-catégorie, lié au fait d'appartenir à une classe d'âge différente en 2007 et l'effet intra-catégorie, lié au vieillissement de population ou à un effet temporel ne pouvant être expliqué par les autres variables. Nous observons que la classe d'âge en 2007 influence fortement le risque d'entrée en invalidité avec des probabilités d'entrée allant d'environ 0,08% pour les 20-24 ans à plus de 1% chez les 50-54 ans. De plus, alors que l'effet temporel est relativement faible entre 2005 et 2011, celui-ci augmente en 2013, en particulier dans la catégorie des personnes âgées de 35 à 49 ans en 2007. Bien qu'il soit impossible de distinguer clairement l'effet de vieillissement de ces populations d'un effet temporel non explicable par les autres variables de contrôle, l'augmentation soudaine des probabilités estimées pour cette période laisse penser que le vieillissement lui-même ne peut pas expliquer tout seul l'effet temporel observé ici.

Figure 39: Effet des caractéristiques individuelles - Salariés (1)



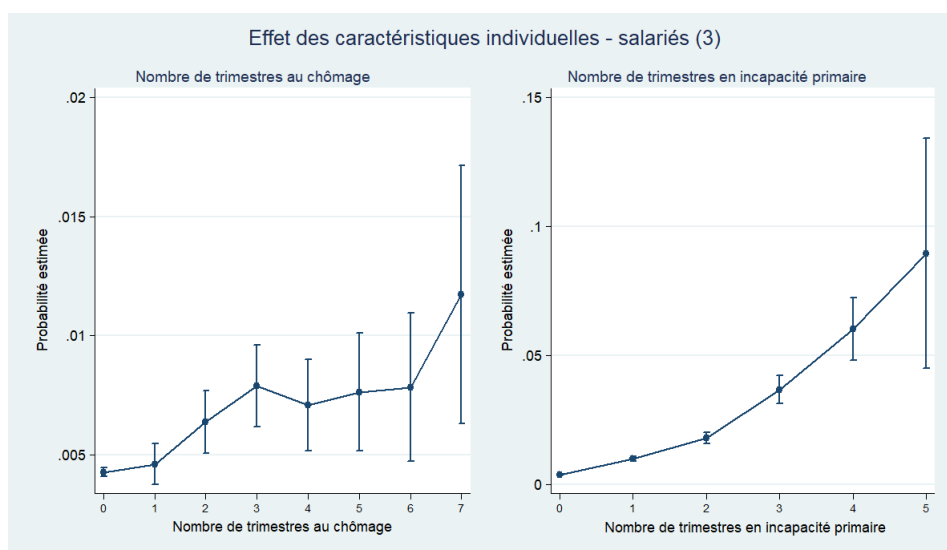
Concernant les caractéristiques du travail, nous voyons dans la figure 40 que le salaire, le régime horaire et le secteur d'activité jouent un rôle important sur le risque d'entrée en invalidité. Le fait de travailler dans le secteur public ou privé n'a en revanche pas d'effet significatif. Nous observons que le risque d'entrée en invalidité diminue fortement avec le salaire et le régime horaire. Concernant le salaire, diverses explications sont envisageables. Bien que le salaire lui-même détermine en grande partie les conditions de vie des individus ainsi que leur état de santé, une autre possibilité est que le salaire soit corrélé avec des variables non-observables relatives soit aux travailleurs eux-mêmes, soit à l'entreprise. En effet, vu que nous ne disposons pas de données relatives à l'éducation, il est très probable qu'un salaire élevé reflète ici un niveau d'éducation élevé aussi, lui-même corrélé à un certain mode de vie et historique familial favorisé. Il est également possible que des salaires plus élevés dans une entreprise soient associés à un environnement de travail plus sain. Concernant le régime horaire, la forte corrélation négative avec le risque d'entrée en invalidité nous laisse supposer ici que cette observation est due à une causalité inverse. En effet, il est probable que des personnes ayant des problèmes de santé aient un régime horaire réduit et fassent ensuite face à une aggravation de ceux-ci. Enfin, nous observons des probabilités estimées fort différentes selon le secteur d'activité. Le risque le plus élevé est dans le secteur de la construction, avec une probabilité estimée de 0,61%, contre une probabilité de 0,29% dans l'enseignement. Les secteurs de la finance (0,50%), de la santé (0,53%) et de la gestion des eaux et déchets (0,53%) sont également particulièrement élevés. Notons que l'on retrouve ici des secteurs relativement lourds, soit au niveau de la charge physique soit au niveau de la charge émotionnelle ou à niveau de stress potentiellement important.

Figure 40 : Effet des caractéristiques individuelles - Salariés (2)



Concernant l'historique récent des individus (sur une période de huit trimestres précédant l'année de référence), nous observons que la probabilité d'entrée en invalidité augmente fortement avec le nombre de périodes passées au chômage et en incapacité de travail. L'effet le plus important est observé pour le nombre de périodes d'incapacité de travail. La probabilité estimée passe ici de 0,39% pour les individus n'ayant aucune période d'incapacité à 8,95% pour les individus ayant cinq périodes d'incapacité. Notons que même un nombre réduit de trimestres en incapacité augmente fortement le risque d'entrée en invalidité. Celui-ci passe en effet du simple au double entre zéro et une période d'incapacité. Le nombre de trimestres passés au chômage sur les deux dernières années influence également fortement le risque d'entrée. La probabilité estimée est de 0,42% pour les personnes n'ayant pas connu d'épisode de chômage, contre 0,79% pour les personnes ayant été trois trimestres au chômage. L'effet paraît cependant relativement stable après trois trimestres passés au chômage et augmente à nouveau pour les individus ayant été durant sept trimestres au chômage (sur les deux années précédentes).

Figure 41: Effet des caractéristiques individuelles - Salariés (3)



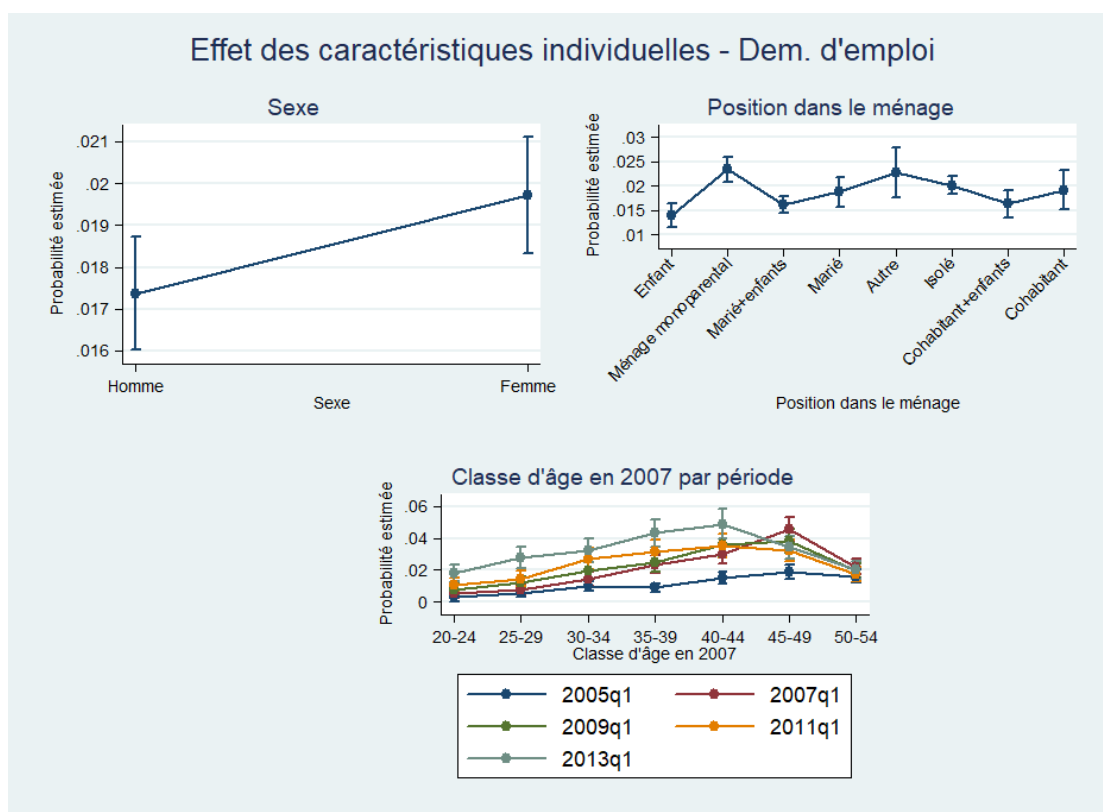
Enfin, nous observons que les individus recevant une allocation du fond des personnes handicapées ainsi qu’une allocation du fond des maladies professionnelles ont un risque d’entrée en invalidité largement au-dessus des autres, avec une probabilité estimée à 2,18% (2,69%) pour les personnes handicapées (maladies professionnelles). Bien que les coefficients estimés soient supérieurs pour les individus bénéficiant d’une allocation du fond des maladies professionnelles, du fond des accidents de travail ou du CPAS, les différences ne sont pas significatives à cause des larges intervalles de confiance.

Demandeurs d’emploi :

En observant l’effet des caractéristiques individuelles sur la probabilité d’entrée en invalidité pour les demandeurs d’emploi, nous observons qu’un nombre bien plus faible de variables jouent un rôle significatif sur la probabilité d’entrée en invalidité. En effet, les variables se rapportant aux caractéristiques de l’emploi effectué avant l’épisode de chômage ne sont pas significatives. Il est cependant possible que ce résultat soit lié au fait que le rôle de l’emploi effectué avant l’épisode de chômage diminue avec le temps et qu’une grande part des chômeurs dans notre base de données n’ont plus travaillé depuis très longtemps (plus de deux ans). La section suivante étudiera plus spécifiquement le rôle joué par les caractéristiques personnelles pour les personnes ayant récemment perdu leur emploi et montrera que lorsque le chômage est récent, les caractéristiques de l’emploi précédent jouent un rôle significatif sur la probabilité d’entrée en invalidité.

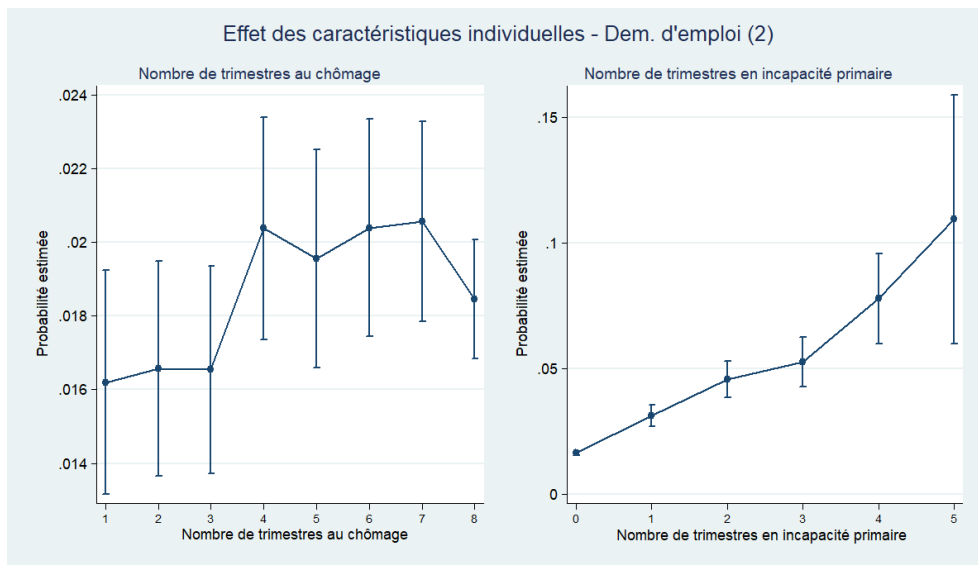
Concernant le sexe, il apparaît que les femmes ont un risque estimé au-dessus des hommes, bien que l’effet ne soit significatif qu’au seuil de 10%. Nous observons également que les ménages monoparentaux ont ici le risque estimé la probabilité estimée la plus élevée, avec des écarts importants notamment par rapport aux personnes mariées et cohabitantes. La probabilité estimée est également élevée dans la catégorie « autre », mais cette celle-ci comporte un certain nombre de profils différents et étant relativement mal estimée, nous empêchant d’établir des conclusions claires. Enfin, on observe ici un effet temporel largement plus important que l’effet de catégorie d’âge. Autrement dit, le risque d’entrée en invalidité a augmenté fortement avec le temps dans toutes les catégories d’âges (en particulier les personnes âgées entre 30 et 44 ans en 2007), à l’exception des 45-54 ans.

Figure 42: Effet des caractéristiques individuelles - Demandeurs d'emploi (1)



En observant les caractéristiques de l'emploi précédent ainsi que le revenu annuel, nous n'observons d'effets significatifs pour aucune variable. En effet, ni le secteur d'activité, ni le fait d'avoir travaillé dans le secteur public ou privé n'ont d'effet sur la probabilité d'entrée en invalidité. Concernant le revenu annuel, bien que le coefficient estimé soit négatif, l'effet n'est pas significatif. L'ancienneté du chômage ne paraît pas non plus affecter fortement la probabilité d'entrée. L'effet semble cependant suivre une courbe en « U » inversé, avec un effet d'abord positif, puis négatif. En revanche, le nombre de trimestres en incapacité primaire est fortement positif. Enfin, nous n'observons aucun effet significatif du fait de recevoir une allocation d'une branche de la sécurité sociale.

Figure 43: Effet des caractéristiques individuelles - Demandeurs d'emploi (2)



Indépendants :

Les résultats relatifs à la catégorie des indépendants sont présentés ci-dessous. Dans cette catégorie, nous n'observons que peu d'éléments significatifs. Cela est peut être dû à la grande variété de profils différents dans cette catégorie. La variable la plus significative est le revenu annuel, qui est fortement corrélé négativement avec le risque d'entrée en invalidité. En effet, la différence de probabilité estimée passe de 0,6% pour le premier quartile (6000 eur/an) à 0,37% pour le troisième quartile (27000 eur/an).

Dans les autres variables, nous observons à nouveau que les personnes isolées ont la probabilité estimée la plus élevée. Contrairement aux autres groupes socio-économiques, la probabilité estimée est cette fois similaire chez les hommes et les femmes. Enfin, bien que les probabilités estimées soient plus élevées lorsque les individus bénéficient d'une allocation de la sécurité sociale, du CPAS ou ont expérimenté au moins une période de chômage au cours des deux dernières années, les effets ne sont pas significatifs.

Figure 44: Effet des caractéristiques individuelles - Indépendants (1)

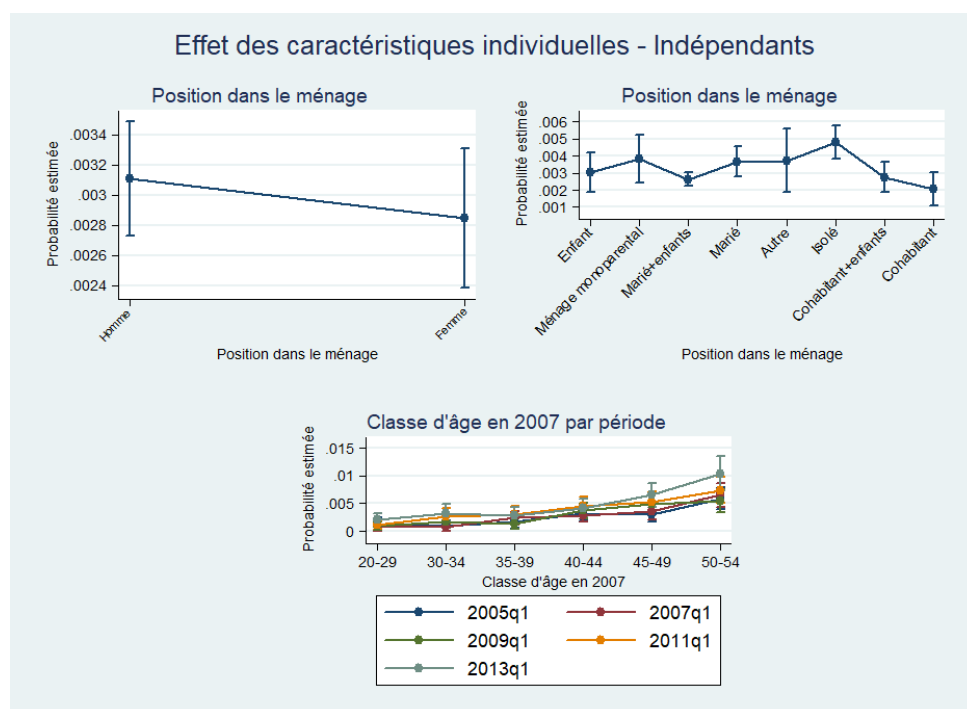
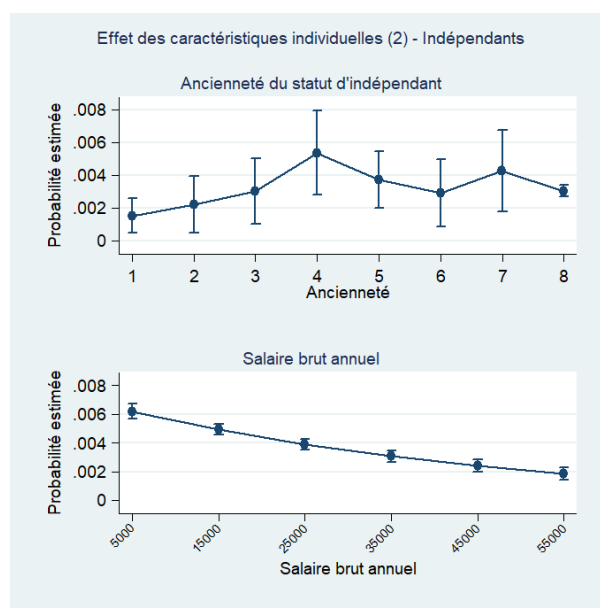


Figure 45: Effet des caractéristiques individuelles - Indépendants (2)



5.2.8. Analyse par catégorie de pathologie :

Dans la section précédente, nous avons considéré l'invalidité comme un état « homogène », dans le sens où nous ne distinguons pas les pathologies à l'origine de l'état d'invalidité. L'avantage de regrouper les catégories de pathologies vient du fait que nous obtenons des estimations plus précises. En revanche, il est possible que certaines variables influencent plus fortement certaines catégories de

pathologies que d'autres. Il est également possible que certains arrondissements soient fortement touchés par certaines pathologies et faiblement par d'autres. Ce sont ces éléments que nous étudions dans cette section.

Nous suivons ici la même méthodologie que dans la section précédente, en nous concentrant cependant uniquement sur la capacité de l'ensemble des variables de contrôle à expliquer les différences géographiques de la probabilité d'entrée en invalidité³³. Nous différencions ainsi les trois catégories de pathologies déjà identifiées, à savoir les troubles mentaux, les maladies du système locomoteur et les autres pathologies. Malgré la taille importante de notre échantillon, le fait de distinguer différentes catégories de pathologies réduit substantiellement la précision de nos estimations. Ce problème est particulièrement important dans la catégorie des indépendants, pour laquelle le risque d'entrée en invalidité est faible et le nombre d'observation réduit. Nous excluons donc cette catégorie de nos analyses et nous focalisons sur les salariés et les demandeurs d'emploi.

Troubles mentaux :

Les graphiques ci-dessous montrent les probabilités d'entrée en invalidité estimées (1) pour toutes les catégories socio-économiques confondues, (2) pour les salariés et (3) pour les demandeurs d'emploi.

En regroupant toutes les catégories socio-économiques (fig. 46), nous observons une hétérogénéité très importante des probabilités d'entrée en invalidité, étant relativement bien expliquée par nos variables de contrôle. Nous présumons donc à nouveau que la répartition inégale des catégories socio-économiques entre arrondissements participe grandement à l'hétérogénéité géographique de l'entrée en invalidité.

Chez les salariés, la probabilité estimée est de 0,05% à Virton, contre 0,43% à Huy, soit une probabilité environ neuf fois supérieure. Chez les demandeurs d'emploi, malgré des intervalles de confiances très larges, les coefficients estimés sont également fortement dispersés, allant de 0,31% à Philippeville à 1,59% à Tongres. Bien que l'inclusion chez les salariés des variables de contrôle dans le modèle permette de réduire la dispersion des probabilités estimées, l'ordre de « classement » reste en majorité inchangé. Les quatre arrondissements dans le haut de la distribution (avec ou sans variables de contrôle) sont ici Huy, Charleroi, Soignies et Thuin, tandis que les quatre arrondissements dans le bas de la distribution sont Virton, Mouscron, Neufchâteau et Alost. De plus, l'inclusion des variables de contrôle ne fait pas disparaître les disparités géographiques. En effet, même en incluant nos variables de contrôle dans le modèle, la probabilité estimée la plus élevée (0,29% à Huy) est presque neuf fois plus élevée que la probabilité estimée la plus faible (0,032% à Virton). L'arrondissement de Huy, malgré un intervalle de confiance relativement large possède toujours une probabilité estimée largement supérieure au reste des arrondissements.

Chez les demandeurs d'emploi, l'inclusion des variables de contrôle change l'ordre du classement des arrondissements dans le haut de la distribution. En effet, les arrondissements de Leuven, Oudenaarde et Courtrai sont dans les cinq arrondissements ayant les probabilités les plus élevées après inclusion des variables de contrôle.

³³ En effet, les estimations sont ici trop imprécises pour considérer les probabilités estimées sans leur intervalle de confiance.

Figure 46: Probabilité d'entrée en invalidité (troubles mentaux) – Toutes catégories confondues

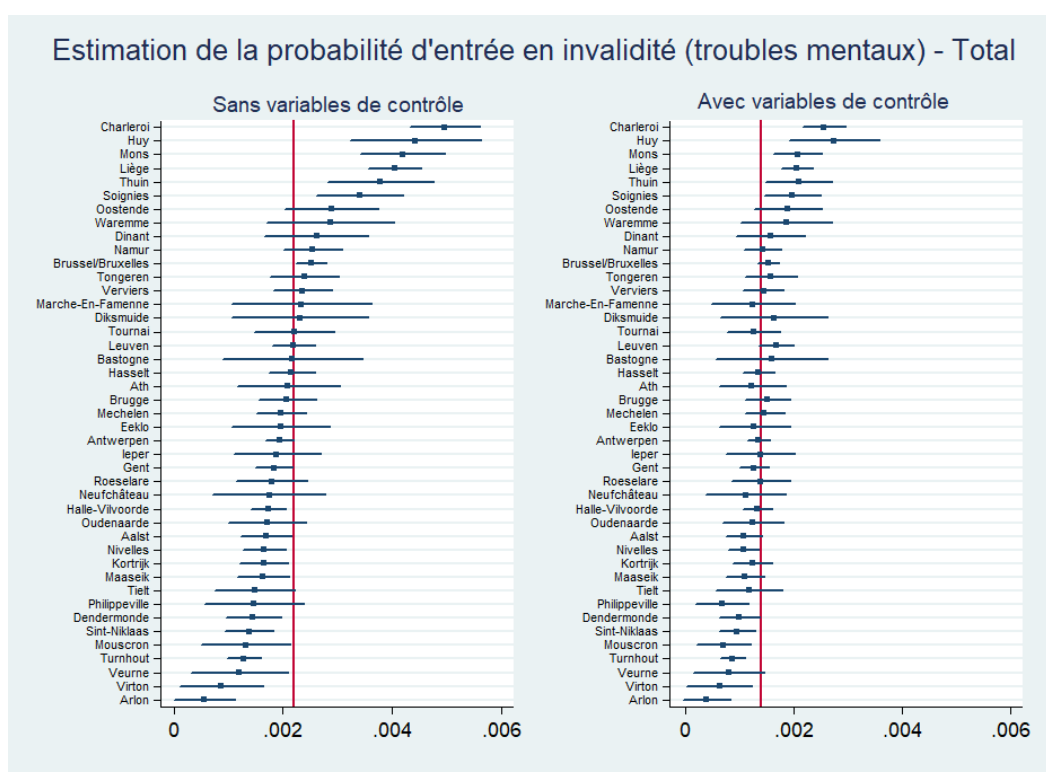


Figure 47: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (troubles mentaux) - Salariés

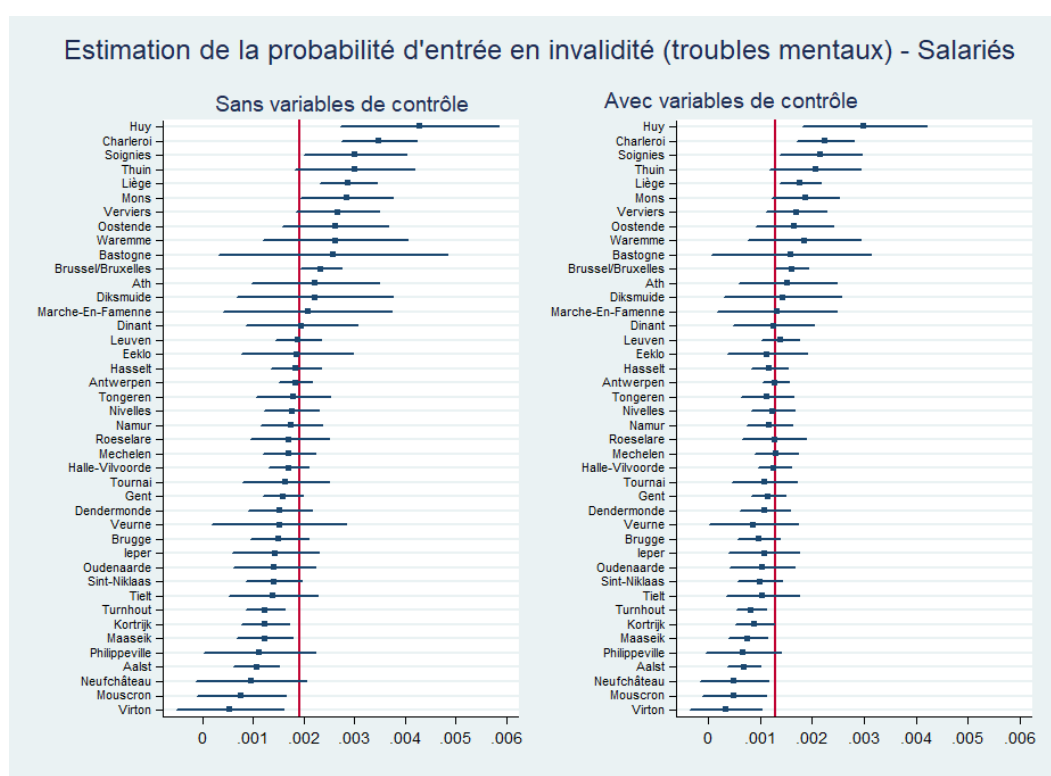
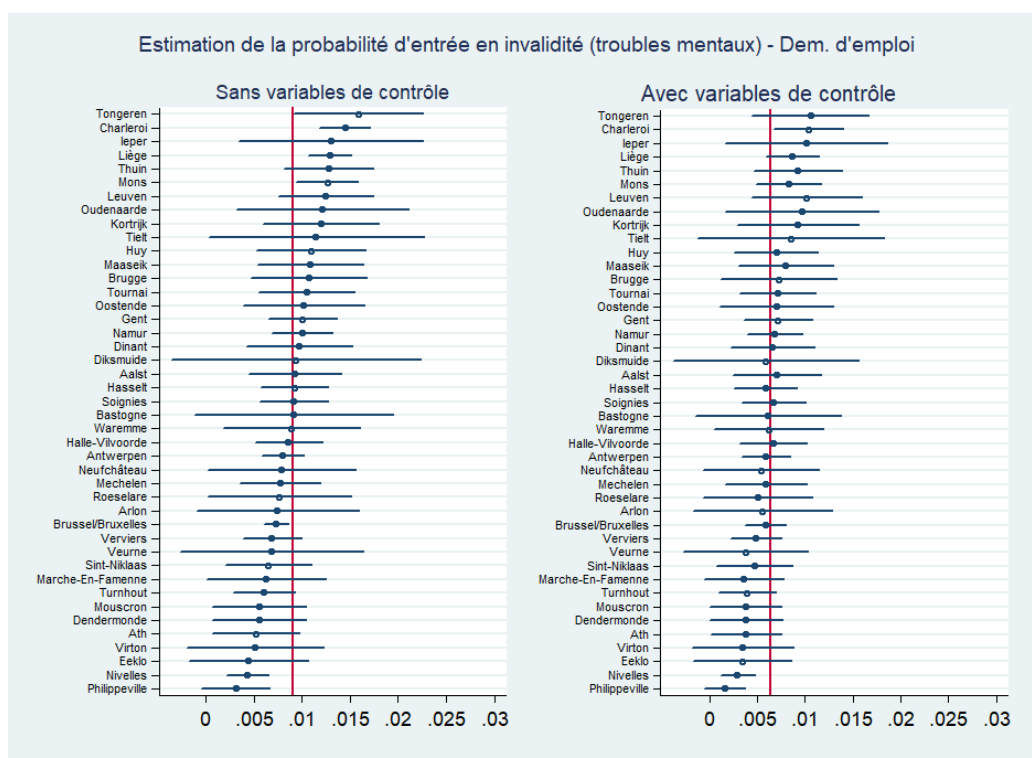


Figure 48: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (troubles mentaux) - Demandeurs d'emploi



Maladies du système locomoteur :

L'estimation des probabilités d'entrée en invalidité dans la catégorie des maladies du système locomoteur montre une hétérogénéité géographique en particulier chez les salariés, qui est fortement réduite après l'inclusion des variables de contrôle dans le modèle.

Chez les salariés, en l'absence de variables de contrôle, les probabilités estimées vont de 0,11% (à Tielit) à 0,49% (à Mons). On observe de plus que les arrondissements de Verviers, Virton, Charleroi, Ath, Bastogne et Mons se distinguent des autres arrondissements par augmentation discontinue des probabilités estimées (avec cependant de très larges intervalles de confiance pour les arrondissements de Virton et Bastogne). L'inclusion des variables de contrôle dans le modèle réduit fortement les écarts par rapport à la moyenne pour ces arrondissements. Même si des différences significatives par rapport à la moyenne nationale subsistent entre les arrondissements dans le haut et le bas de la distribution, ceux-ci sont moins importants dans la régression incluant les variables de contrôle que dans la régression n'en incluant aucune.

Chez les demandeurs d'emploi, en l'absence de variables de contrôle, les probabilités estimées vont de 0,10% (à Philippeville) à 1,6% (à Ypres). Les arrondissements les plus touchés se trouvent dans les provinces de Flandre Occidentale (Ypres), Flandre Orientale (Eecklo, Oudenaarde, Dendermonde), Anvers (Turnhout) et du Limbourg (Hasselt, Maaseik). Bien que l'inclusion des variables de contrôle réduise la dispersion des probabilités estimées, l'ordre du « classement » des probabilités ne change presque pas pour les arrondissements dans le haut et dans le bas de la distribution géographique.

Enfin, il est intéressant de noter que le niveau relatif des probabilités estimées diffère de celui des troubles psychiques pour certains arrondissements. Par exemple, chez les salariés, l'arrondissement

de Virton possède une probabilité estimée très faible dans la catégorie des troubles psychiques et relativement élevée dans la catégorie des maladies du système locomoteur.

Figure 49: Probabilité d'entrée en invalidité (troubles mentaux) – Toutes catégories confondues

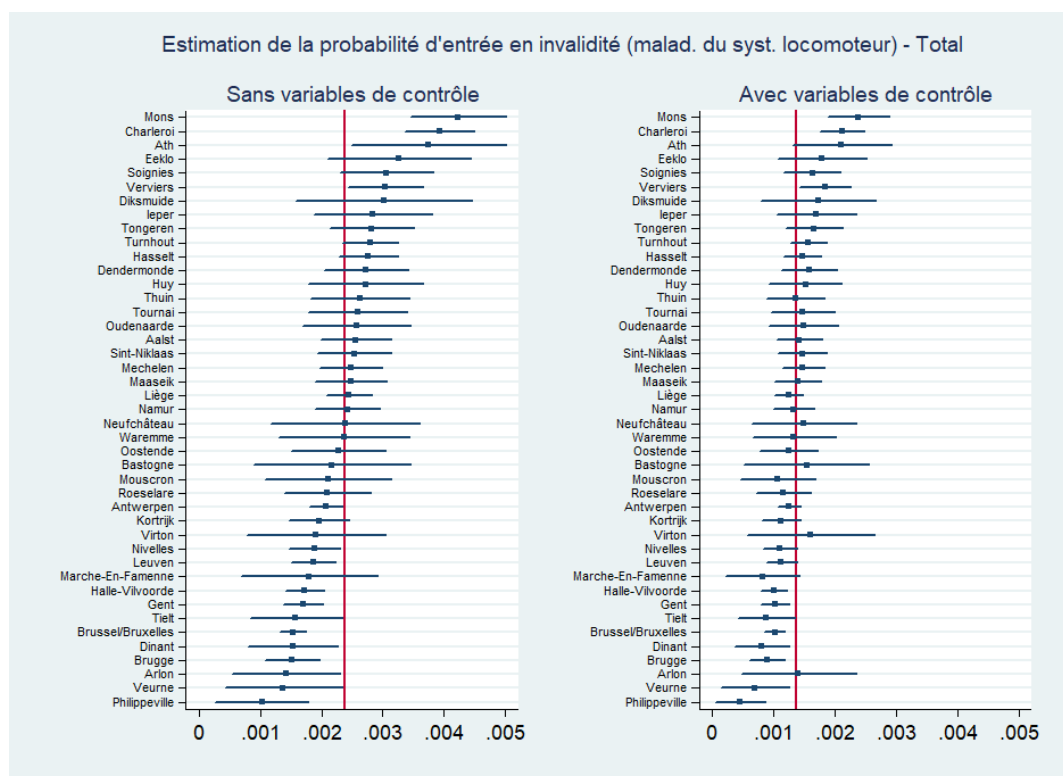


Figure 50: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (maladies du syst. locomoteur) - Salariés

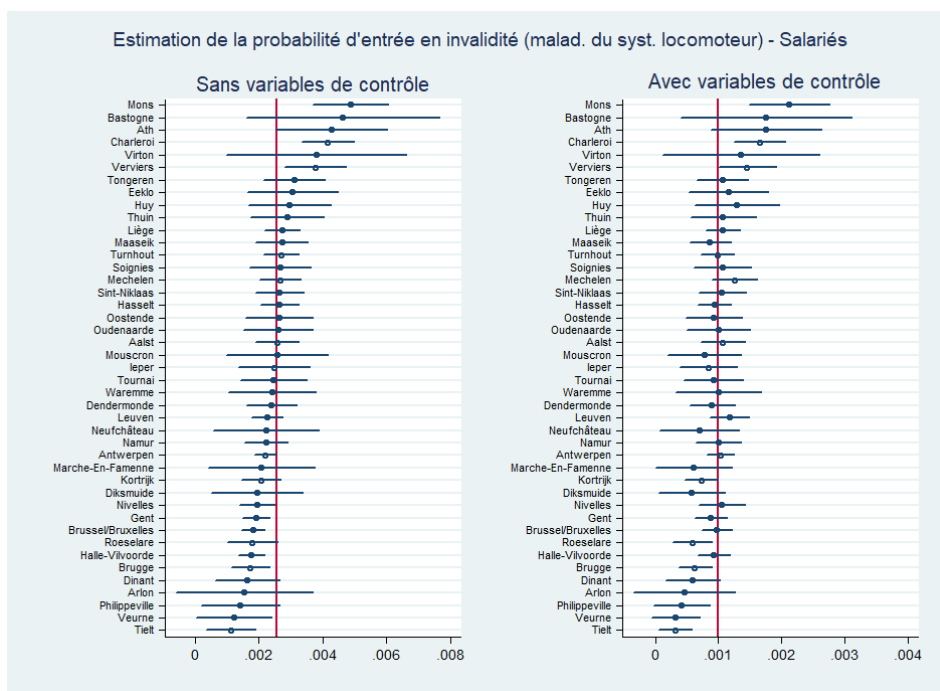
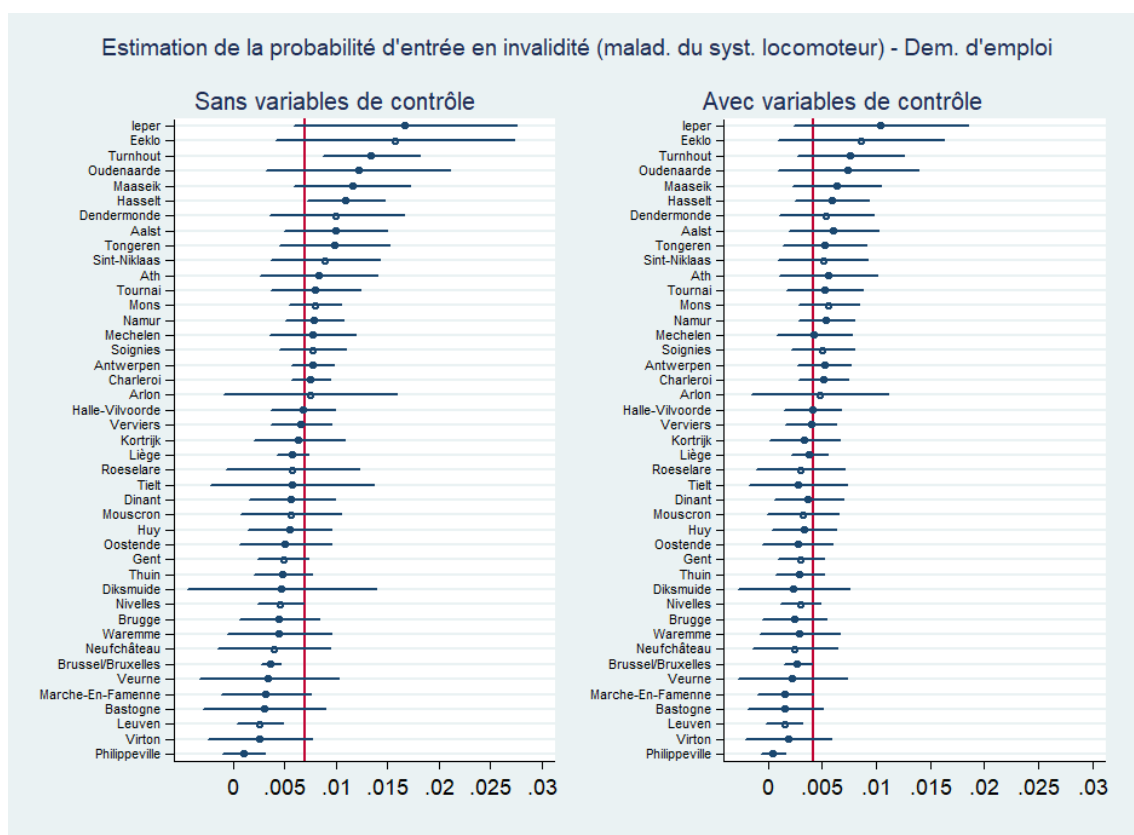


Figure 51: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (maladies du syst. locomoteur) - Dem. d'emploi



Autres pathologies :

Dans la catégorie des autres pathologies, nous observons des probabilités particulièrement élevées chez les salariés dans les arrondissements d'Ath, Dixmude, Thuin, Neufchâteau et Marche-en-Famenne et particulièrement faibles dans les arrondissements d'Oostende, Bruxelles, Halle-Vilvoorde Verviers et Ypres. Chez les demandeurs d'emploi, les arrondissements dans le haut de la distribution sont Ypres, Eeklo, Oudenaarde et Maaseik, tandis que les arrondissements dans le bas de la distribution Philippeville, Virton, Leuven et Bastogne.

Chez les salariés, l'inclusion des variables de contrôle ne permet pas de faire disparaître les écarts de significativement différents de la moyenne pour la grande majorité des arrondissements. Les seuls arrondissements pour lesquels les probabilités sont significativement au-dessus de la moyenne malgré l'inclusion des variables de contrôle dans le modèle sont les arrondissements d'Ath et Thuin.

Chez les demandeurs d'emploi, l'inclusion des variables de contrôle réduit fortement les probabilités estimées pour les arrondissements dans le haut de la distribution, à savoir : Marche-en-Famenne, Roulers, Furnes et Dixmude. Le reste des arrondissements n'est pas fortement affecté par l'inclusion des variables de contrôle.

Figure 52: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (autres pathologies) - Toutes catégories confondues

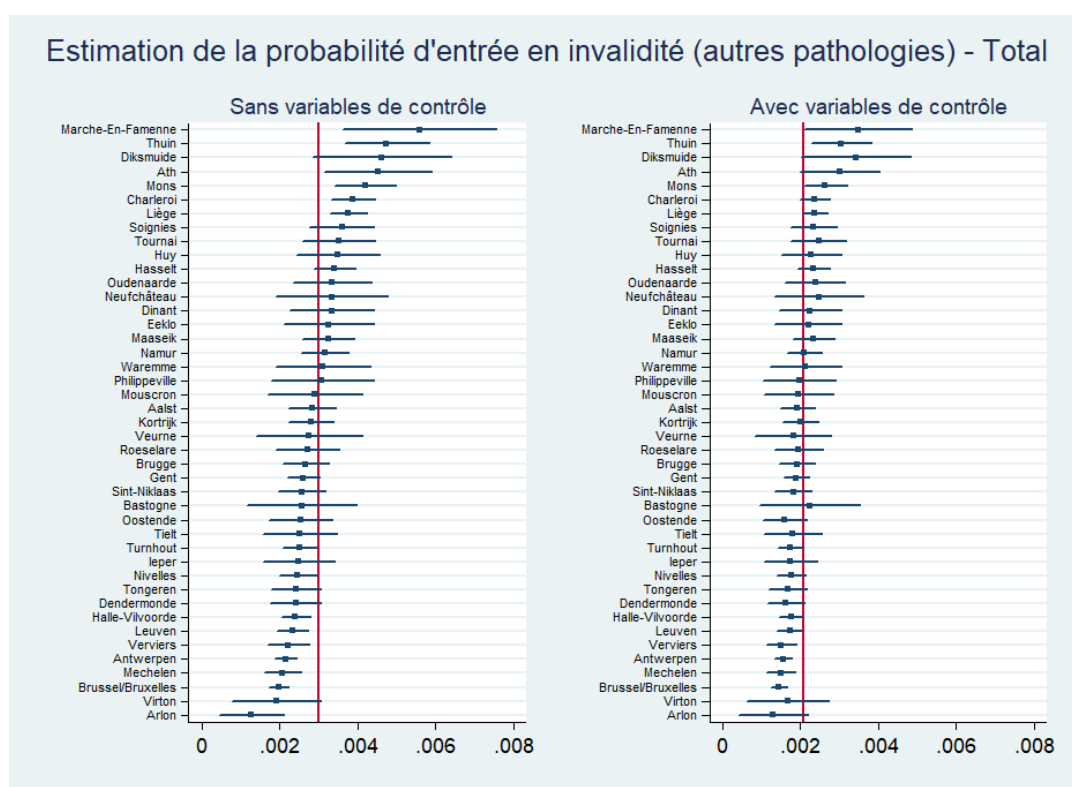


Figure 53: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (autres pathologies) - Salariés

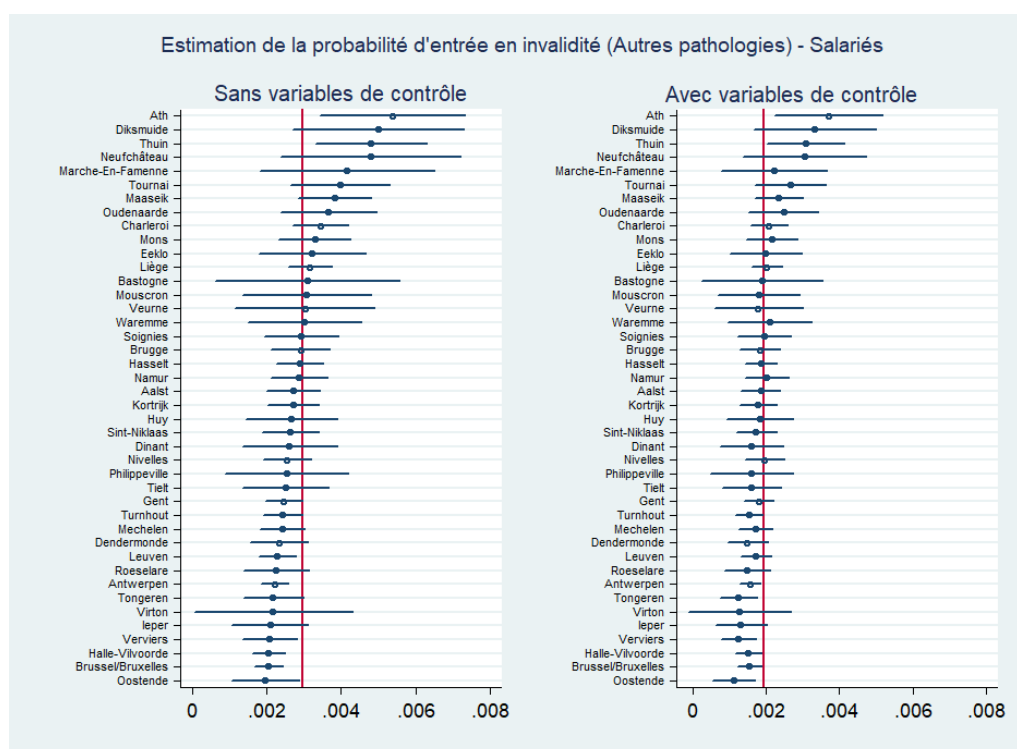
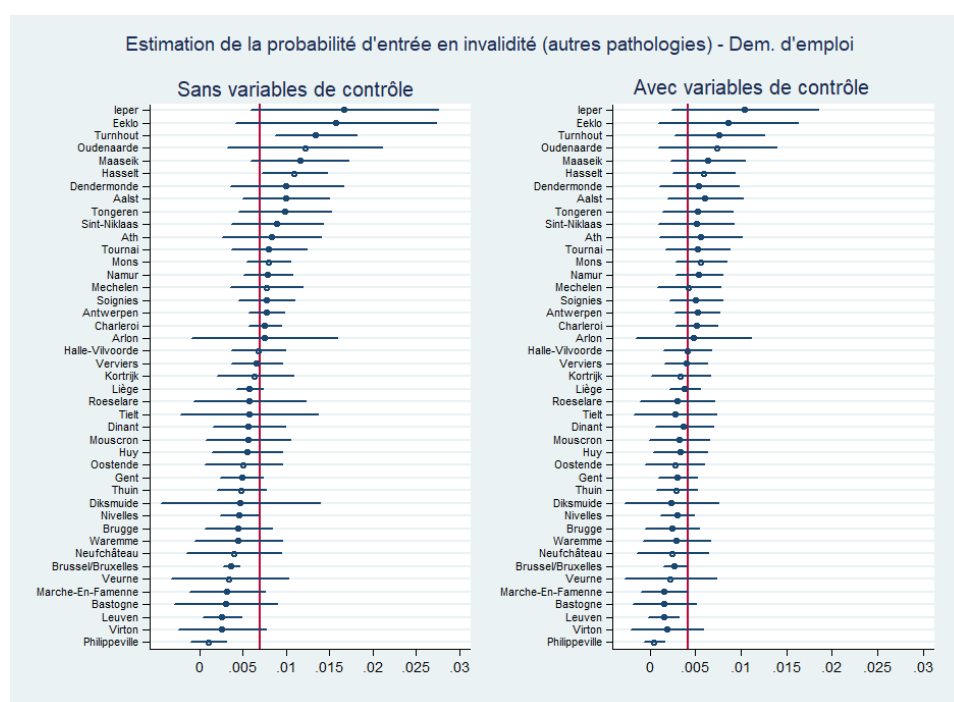


Figure 54: Estimation de la probabilité d'entrée en invalidité (autres pathologies) - Demandeurs d'emploi



5.2.9. Conclusions de la section :

Dans cette section, nous avons montré les résultats des estimations économétriques effectuées à partir de l'équation (3). Il s'agit donc d'estimer pour chaque arrondissement la probabilité de connaître au moins une période d'invalidité durant les deux années suivant le moment où les individus et leurs caractéristiques personnelles sont considérés. Nous avons dans un premier temps analysé toutes les catégories socio-économiques ensemble afin de déterminer l'effet de la répartition géographique de celles-ci sur les disparités de la probabilité d'entrée en invalidité. Ensuite, nous avons effectué nos estimations séparément par catégorie socio-économique.

Il apparaît que la catégorie socio-économique joue un rôle déterminant dans la dispersion géographique de la probabilité d'entrée en invalidité. En effet, le fait d'introduire cette variable dans nos estimations (ce qui revient à assumer que les catégories socio-économiques sont réparties de manière homogènes à travers les arrondissements) réduit substantiellement les écarts de probabilités estimées entre arrondissements. Il est donc plausible que l'augmentation du taux d'entrée en invalidité depuis la catégorie des demandeurs d'emploi ces dix dernières années ait contribué significativement aux écarts de taux d'invalidité entre arrondissements.

Les résultats montrent également une dispersion des probabilités estimées sans variables de contrôle relativement équivalente chez les salariés et les indépendants et plus importante en termes absolus (c'est-à-dire en considérant les écarts de probabilité en points de pourcentage) chez les demandeurs d'emploi. De manière étonnante, nous avons observé que l'effet de l'arrondissement sur la probabilité estimée d'entrée en invalidité dépend fortement de la catégorie socio-économique dans laquelle se trouvent les individus. En effet, chez les salariés, les arrondissements où les probabilités sont les plus élevées se situent généralement en région Wallonne et plus particulièrement dans les provinces du Hainaut et de Liège, tandis que chez les demandeurs d'emploi, les arrondissements les plus « à risque » se situent tant en région Flamande (Tongres, Ypres, Oudenaarde, Hasselt) qu'en région Wallonne

(Marche-en-Famenne, Mons, Charleroi). Chez les indépendants, les arrondissements dans le haut de la distribution appartiennent aux deux régions également.

L'inclusion des variables de contrôle dans le modèle économétrique nous a permis de réduire substantiellement la dispersion des coefficients estimés dans les catégories des salariés et des indépendants. En effet, chez les salariés, la variance des probabilités estimées passe de 0,180% à 0,120% (soit une diminution de 33% de sa valeur initiale), et passe chez les indépendants de 0,186 à 0,121% (soit une diminution de 35% de sa valeur initiale). En revanche, il est plus difficile d'expliquer la dispersion des probabilités estimées chez les demandeurs d'emploi, dont la variance passe de 0,60% à 0,45% (diminution de 25% de sa valeur initiale). Cependant, le fait de contrôler pour l'ensemble des variables dont nous disposons ne permet pas de réduire totalement les différences de probabilités estimées, en d'autres termes, d'autres variables non observées jouent toujours un rôle dans la dispersion géographique de la probabilité d'entrée en invalidité. Chez les salariés, les arrondissements d'Ath, Charleroi, Mons, Thuin et Huy restent significativement au-dessus de la moyenne nationale, tandis que les arrondissements d'Arlon, Tielt et Philippeville restent significativement en dessous de la moyenne après inclusion des variables de contrôle. Chez les demandeurs d'emploi, les estimations sont généralement trop imprécises pour conclure à des différences significatives par rapport à la moyenne. Ainsi, bien que seuls les arrondissements de Mons et Charleroi soient significativement au-dessus de la moyenne nationale, les arrondissements d'Ypres, Tongres et Oudenarde possèdent les probabilités estimées les plus élevées même après inclusion des variables de contrôle. Enfin, chez les indépendants, l'analyse au niveau des provinces révèle que seule la province de Bruxelles se trouve significativement en-dessous de la moyenne nationale.

Le rôle des différentes variables de contrôle a ensuite été analysé. Il en ressort que les caractéristiques personnelles telles que le sexe, l'âge et la position dans le ménage jouent un rôle significatif dans les trois catégories socio-économiques. En effet, les femmes, les personnes isolées (chez les salariés et les indépendants) ou les ménages monoparentaux (chez les demandeurs d'emploi) sont plus exposés au risque d'entrée en invalidité que les hommes et les autres catégories de ménages. Chez les salariés, l'interaction entre le sexe et le statut social montre une probabilité largement plus élevée chez les ouvriers femmes que dans les autres catégories. Concernant les caractéristiques de l'emploi, on observe une forte relation négative entre le salaire journalier (ou le revenu annuel) chez les salariés et les indépendants. En revanche, le revenu n'a pas d'effet significatif chez les demandeurs d'emploi. Il est intéressant de noter que certains secteurs d'activité sont particulièrement exposés au risque d'entrée en invalidité. En effet, le secteur de la construction, de la santé et de la finance possèdent les probabilités estimées les plus élevées.

L'analyse séparée par catégorie de pathologies a montré de manière intéressante que, bien qu'une corrélation soit observée entre les différentes catégories de pathologies, certains arrondissements ont un taux d'invalidité relativement élevé pour certaines pathologies et faibles pour d'autres. De plus, les disparités les plus fortes sont observées dans la catégorie des troubles psychiques et peuvent être partiellement expliquées en incluant la catégorie socio-économique dans le modèle.

5.3. Analyse de la durée de l'invalidité :

Dans cette section, nous analysons l'effet des caractéristiques individuelles ainsi que la catégorie d'affection sur la durée de l'invalidité et évaluons l'impact de celles-ci sur les disparités géographiques de la durée de l'invalidité. En effet, comme l'a montré l'équation (2), pour un même risque d'entrée

en invalidité à travers les arrondissements, une durée moyenne plus élevée dans certains arrondissements peut entraîner des différences potentiellement larges de taux d'invalidité à l'équilibre.

5.3.1. Description du modèle utilisé :

L'analyse de la durée repose sur l'estimation d'un modèle de *hasard*, où le taux de hasard (c'est-à-dire le taux instantané de sortie de l'invalidité) est une fonction d'un ensemble de variables explicatives ainsi que d'un « Risque de base », c'est-à-dire un risque propre à l'individu ne dépendant pas des caractéristiques observées. De manière formelle, nous définissons $h(t)$, $H(t)$, $S(t)$ comme respectivement le taux de hasard, le taux de hasard cumulé et la fonction de survie. Nous avons les relations suivantes entre ces différentes fonctions :

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

$$H(t) = \int_0^t h(u) du = -\ln(S(t))$$

Dans le cas présent, la fonction de survie $S(t)$ peut être interprétée comme la probabilité de rester en invalidité durant une période d'au moins t unités de temps (ici nombre de trimestres).

Dans le cas présent, nous estimons un modèle de Cox, consistant à identifier l'effet des variables explicatives sans poser d'hypothèse quant à la dépendance du taux de hasard à la durée de l'invalidité. En effet, la dépendance temporelle du taux de hasard est estimée de manière non-paramétrique et ne requiert donc pas de poser une forme fonctionnelle au taux de hasard de base $h_0(t)$. Un autre avantage de ce modèle est que les coefficients estimés sont facilement interprétables car ceux-ci sont indépendants du taux de hasard de base et ne varient donc pas dans le temps.

Le modèle que nous utilisons est donc le suivant :

$$h(t|x_j) = h_0(t)\exp(x_j\beta_x) \quad (3)$$

Avec $h_0(t)$, le taux de hasard de base, ne dépendant que de la durée de l'invalidité et où $\exp(x_j\beta_x)$ est le taux de hasard relatif. Nous voyons ici que l'effet relatif d'une variation de x_{jk} sur le taux de hasard ne dépend pas du temps puisque $\frac{h(t|x_{jk})}{h(t|x_{jl})} = \frac{\exp(x_{jk})}{\exp(x_{jl})}$, est indépendant de t .

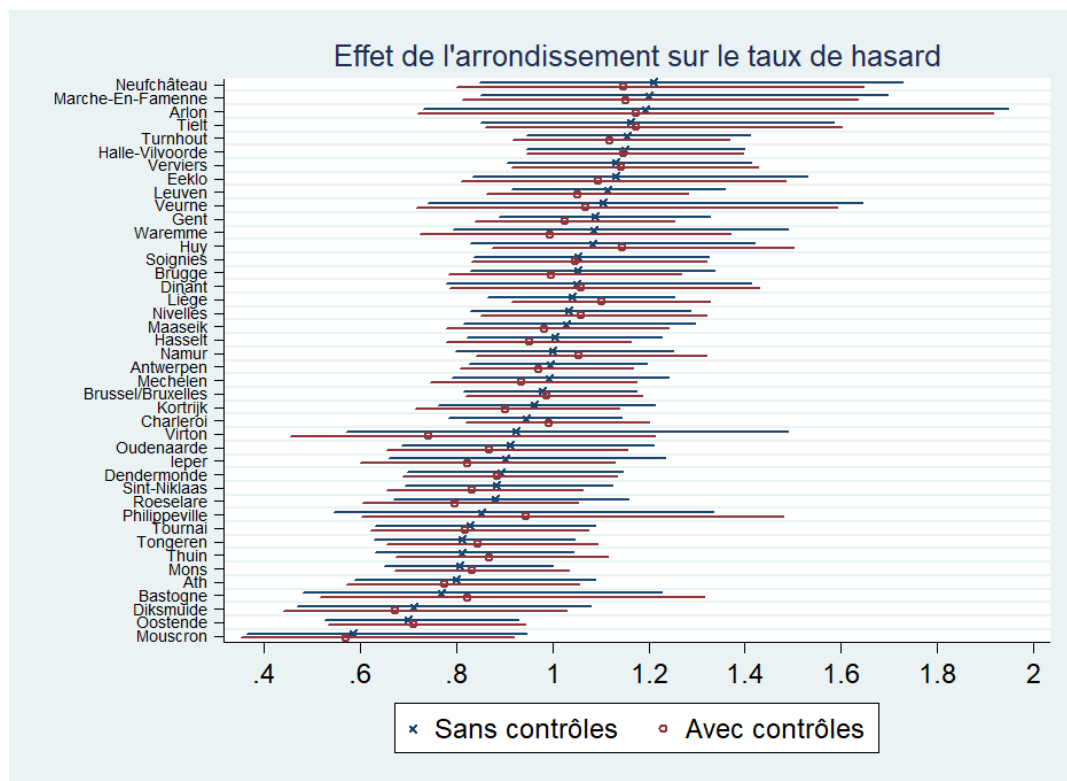
Une des limitations du modèle de Cox est que les variables explicatives sont difficilement interprétables si celles-ci varient dans le temps. Afin de simplifier notre analyse, nous étudions donc l'effet de nos variables explicatives sur la durée de l'invalidité, en fixant celles-ci au moment de l'entrée en invalidité. Nous n'étudierons ainsi pas l'effet d'un *changement* dans la valeur de certaines variables sur le taux de hasard.

4.3.2. Résultats

Nous estimons ici le modèle de durée pour toutes les catégories socio-économiques (salariés, indépendants et demandeurs d'emploi) de manière groupée. Les résultats de l'estimation du modèle de hasard par la méthode de Cox sont repris dans le tableau en annexe (annexe 39). Ceux-ci montrent

que les arrondissements n'ont en général pas de rôle significatif sur le ratio de sortie de l'invalidité. En effet, le ratio entre les différents arrondissements et l'arrondissement de référence (ici Alost) n'est pas significativement différent de 1, à l'exception de Mouscron et Ostende. Ainsi, nous concluons que la distribution de la durée de l'invalidité est similaire à travers les arrondissements.

Figure 55: Effet de l'arrondissement sur le taux de hasard



En revanche, d'autres résultats intéressants apparaissent dans le tableau en annexe 39. Nous observons en effet que le type d'affection joue un rôle important sur le taux de hasard. En effet, la catégorie des troubles ostéo-articulaires (autres affections) est associée à un taux de hasard 18% (11%) supérieur à celui associé à la catégorie des troubles mentaux. En d'autres termes, pour un même nombre d'invalides dans chaque catégorie d'affection, pour un trimestre donné, lorsqu'un individu dans la catégorie des troubles mentaux quitte l'invalidité, 1,18 (1,14) individus dans la catégorie des maladies ostéo articulaires (autres affections) quittent l'invalidité.

L'effet le plus important est observé pour la variable « catégorie socio-économique ». En effet, la catégorie des demandeurs d'emploi possède un taux de hasard largement en dessous de toutes les autres catégories. Les salariés (indépendants) ont un taux de sortie de l'invalidité 71% (57%) supérieur aux demandeurs d'emploi. Nous observons enfin que les personnes isolées, les ménages monoparentaux ainsi que les personnes mariées sans enfants ont un taux de hasard significativement en dessous de la catégorie de base. Enfin, le revenu annuel brut au moment de l'entrée en invalidité joue un rôle très positif sur le taux de hasard. En effet, le ratio entre les personnes ayant une différence de revenu d'un écart type est de 1,12³⁴. Autrement dit, une augmentation du revenu annuel à l'entrée en invalidité d'un écart type augmente le taux de sortie de l'invalidité de 12%.

³⁴ L'écart type du revenu initial étant de 7214.955, nous avons un ratio égal à $1 + 7214.955 * 0.000018 = 1.12$.

5.3.3. Conclusions de la section

Dans cette section, nous avons analysé la durée de la période d'invalidité en utilisant les méthodes des modèle de durée et en particulier le modèle de Cox qui permet d'estimer l'effet des variables explicatives sur le taux de hasard en contrôlant pour le taux de hasard de base de manière non-paramétrique. L'analyse de la durée de l'invalidité a montré que les différences du taux de sortie de l'invalidité entre arrondissements ne sont pas significatives pour la grande majorité des arrondissements. En revanche, nous trouvons un effet très significatif du statut socio-économique et de la catégorie de pathologie sur le taux de sortie de l'invalidité. En effet, les demandeurs d'emploi ont un taux de sortie largement inférieur aux autres catégories socio-économiques. Parmi les catégories de pathologies, les troubles mentaux et dans une moindre mesure les maladies du système locomoteur ont des taux de hasard inférieurs aux autres pathologies.

6. Conclusions générales :

Dans cette étude, nous avons analysé l'évolution entre 2003-2005 et 2013 des disparités géographiques du taux d'invalidité entre arrondissements Belges et analysé le rôle joué par un ensemble de facteurs démographiques, socio-économiques et de santé. Après une revue de la littérature scientifique et du contexte institutionnel en Belgique, nous avons d'abord effectué une analyse descriptive approfondie de l'invalidité en Belgique puis mené deux analyses économétriques : une au niveau macroéconomique (à partir de données agrégées au niveau communal) et une au niveau individuel (à partir d'un échantillon de données administratives). Il est important de noter que cette étude est la première en Belgique à utiliser un échantillon de données individuelles afin d'analyser cette problématique. En regard de l'ampleur de ce phénomène et des enjeux qu'il pose pour la Belgique, le faible nombre d'études quantitatives sur ce sujet montre un important potentiel de recherche à développer³⁵.

La partie descriptive de cette étude a montré de fortes disparités de taux d'invalidité par arrondissement. Ces disparités apparaissent tant chez les indépendants que chez les salariés mais les écarts en points de pourcentage sont cependant plus élevés chez les salariés. De plus, alors que les taux d'invalidité ont augmenté faiblement (voir diminué) dans la plupart des arrondissements chez les indépendants, les taux d'invalidité chez les salariés ont fortement augmenté dans certains arrondissements où ceux-ci étaient déjà élevés au départ. Ainsi, la dispersion géographique du taux d'invalidité a diminué chez les indépendants et a augmenté chez les salariés.

Chez les salariés, la province du Hainaut et en particulier les arrondissements de Mons, Charleroi et Thuin sont les plus touchés par cette problématique en raison de leurs taux d'invalidité particulièrement élevés et de la forte augmentation de ceux-ci ces quinze dernières années. En distinguant les différents groupes de pathologies, les disparités géographiques de taux d'invalidité sont dues en proportion plus ou moins égales aux troubles mentaux, aux maladies du système locomoteur et aux autres pathologies (cette troisième catégorie regroupant toutes les autres pathologies invalidantes). Cependant, l'augmentation du taux d'invalidité agrégé entre 2005 et 2013 est en grande partie due aux troubles mentaux et aux maladies du système locomoteur, qui constituent environ 80% de celle-ci. Si les arrondissements du Hainaut (excepté Mouscron) enregistrent les taux d'invalidité les plus élevés, d'autres arrondissements ont été particulièrement touchés par certaines pathologies.

³⁵ Un agenda de recherches est actuellement développé par De Brouwer et Tojerow.

C'est le cas de Liège, qui a connu une forte augmentation du taux d'invalidité dans la catégorie des troubles mentaux et de Marche-En-Famenne, Virton, Furnes et Oostende, dont les taux d'invalidité ont augmenté anormalement vite dans la catégorie des autres pathologies.

Chez les indépendants, les arrondissements de la province du Luxembourg (Bastogne et Neufchâteau), du Hainaut (Thuin et Mons) et de Flandre occidentale (Dixmude) connaissaient les taux d'invalidité les plus élevés en 2014. Cependant, leur augmentation a été faible, voire négative (pour Dixmude et Ath) ces dernières années. Des facteurs spécifiques aux salariés ont donc influencé l'évolution de leur taux d'invalidité ces quinze dernières, principalement à travers une augmentation des troubles mentaux et des maladies du système locomoteur.

Une première voie d'explication que nous avons explorée dans l'analyse descriptive était que ces différentiels peuvent être dus à des différences d'âge ou de proportion d'employés et d'ouvriers à travers les arrondissements Belges. En effet, une répartition géographique hétérogène de ces différentes catégories pourrait entraîner des différences de taux agrégé. Cependant, même en assumant une répartition géographique égale de l'âge et de la proportion d'employés et ouvriers, les différentiels de taux d'invalidité restent quasiment inchangés. D'autres facteurs à l'intérieur de chaque tranche d'âge et statut social influencent donc les différentiels de taux d'invalidité entre arrondissements.

Au-delà des différences géographiques, un élément intéressant est que l'augmentation du taux d'invalidité dans tous les arrondissements est bien plus prononcée chez les femmes et en particulier chez les ouvrières. De plus cette augmentation ne peut que partiellement être expliquée par le vieillissement de la population active, étant donné qu'elle a eu lieu essentiellement à l'intérieur des catégories d'âge, en particulier chez les 40-54 ans et s'est accélérée en 2005-2006. En plus du statut social, il apparaît que les demandeurs d'emploi ont connu une augmentation du taux d'entrée en invalidité largement plus rapide que les salariés et les indépendants. Cette augmentation apparaît également vers 2005-2006, ce qui indique que certains événements sont apparus à cette période et ont profondément modifié le risque individuel d'entrée en invalidité des demandeurs d'emploi. Étant donné la forte hétérogénéité du taux de chômage dans les arrondissements Belges, cette dernière explication est potentiellement importante afin de comprendre l'évolution récente du taux d'invalidité. De plus, en distinguant les demandeurs d'emploi des salariés, il apparaît que ces derniers aient à présent des taux d'entrée en invalidité très similaires aux indépendants.

Bien que l'analyse descriptive nous ait permis de constater un certain nombre de faits, celles-ci n'ont pas permis de comprendre réellement les causes de l'augmentation récente du taux d'invalidité chez les salariés et des disparités géographiques de celui-ci. Ainsi, deux analyses économétriques ont été menées, la première étudiant le taux d'invalidité en prenant la commune comme unité d'analyse, la deuxième utilisant un échantillon de données individuelles pour étudier la probabilité d'entrée et de sortie de l'invalidité. Ces analyses ont permis d'identifier l'effet des arrondissements sur le taux d'invalidité (ou la probabilité individuelle d'entrée en invalidité) en tenant compte de l'hétérogénéité de la population de chacun d'entre eux en termes de caractéristiques observables.

L'analyse macroéconomique a montré que 54% de la variation du taux d'invalidité entre communes pouvait être expliqué par des différences géographiques du taux de chômage, du ratio ouvriers/employés, d'âge moyen, de la part d'étrangers et de la part du secteur secondaire dans l'emploi total. Les 46% restant sont donc dus à facteurs non observés. Cependant, la distinction entre le modèle de régression linéaire à effet aléatoire et à effet fixe a montré un phénomène intéressant concernant le lien entre le taux de chômage et le taux d'invalidité. En effet, en régressant le taux

d'invalidité sur le taux de chômage, le modèle à effet aléatoire montre une forte corrélation positive entre ces deux variables. Cependant, en reliant l'évolution temporelle de ces deux variables, la corrélation devient à présent significativement négative. Au vu de l'augmentation rapide du taux d'entrée en invalidité des demandeurs d'emploi, notre interprétation de ce résultat est qu'un transfert d'une partie des demandeurs d'emploi est effectué vers l'invalidité. Si les causes de ce phénomène n'ont pas été explorées dans cette étude, ses conséquences peuvent en partie expliquer l'évolution des disparités géographiques du taux d'invalidité dans le temps, étant donné les fortes disparités géographiques du taux de chômage en Belgique. Ce phénomène n'est pas particulier à la Belgique. En effet, d'autres études ont montré un degré de substitution important entre le régime de chômage et d'invalidité. Notamment, Markussen & Roed montre un résultat très similaire pour la Norvège et Autor et al. analysent un phénomène similaire aux États-Unis. La question de savoir si cette augmentation est le résultat d'une détérioration de la santé mentale et physique des demandeurs d'emploi ou si d'autres mécanismes sont à l'œuvre (changements dans le processus d'évaluation de l'invalidité, effets de réseau, aléa moral,...) reste bien sûr ouverte.

L'analyse microéconomique a utilisé un échantillon de données individuelles représentatif de la population Belge afin d'estimer la probabilité individuelle d'entrée en invalidité ainsi que le taux de sortie de l'invalidité à travers les différents arrondissements Belges. Nous avons ainsi montré que la plus forte réduction de la dispersion des probabilités d'entrée en invalidité apparaissait lorsque l'on contrôle pour le statut socio-économique des individus (salarié, demandeur d'emploi, indépendant ou inactif). Ainsi, une partie importante de l'hétérogénéité du taux d'entrée en invalidité entre arrondissements est due à une inégale proportion de demandeurs d'emploi à travers les arrondissements Belges. Cependant, des différences de probabilités estimées subsistent malgré l'inclusion de nos variables explicatives (donc en supposant que leur distribution est homogène à travers les arrondissements), ce qui indique que des différences de probabilité d'entrée en invalidité entre les arrondissements subsistent à l'intérieur de chaque catégorie socio-économique. De manière générale, l'inclusion des variables explicatives dans le modèle permet de réduire l'écart type de la distribution géographique des probabilités d'entrée en invalidité estimées de 0,203% 0,124%, soit une diminution totale de 39%.

L'hétérogénéité géographique des probabilités estimées est la plus forte dans la catégorie des troubles mentaux, puis dans la catégorie des troubles du système locomoteur. À nouveau, l'inclusion des variables explicatives dans le modèle permet de réduire substantiellement (mais pas tout à fait) les écarts de probabilités estimées. La décomposition de l'analyse économétrique par catégorie socio-économique a montré d'autres éléments intéressants. En effet, les arrondissements dans le haut et le bas de la distribution géographique des probabilités estimées sont différents chez les salariés, les demandeurs d'emploi et les indépendants. Notamment, les arrondissements de Tongres, Ypres et Audenarde possèdent les probabilités d'entrée les plus élevées chez les demandeurs d'emploi, qui ne sont pourtant pas significativement différentes de la moyenne nationale pour les salariés. De manière générale, la dispersion géographique des probabilités estimées est mieux expliquée chez les salariés et les indépendants que chez demandeurs d'emploi.

De manière plus générale, en explorant le rôle des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'entrée en invalidité, un certain nombre d'éléments intéressants ont été observés. En effet, au-delà de l'effet du sexe, du statut social et de l'âge qui avaient déjà été explorés dans les sections précédentes, d'autres variables ont pu être analysées. Premièrement, la position dans le ménage a une grande influence sur la probabilité d'entrée en invalidité. Chez les salariés et les indépendants, les personnes isolées sont les plus exposées à cette problématique. Chez les demandeurs d'emploi, les

ménages monoparentaux sont les plus touchés. Ensuite, les caractéristiques de l'emploi telles que le revenu et le secteur d'activité jouent un rôle important dans nos estimations. Nous observons chez les salariés et les indépendants un effet fortement négatif du revenu journalier (ou annuel pour les indépendants) sur la probabilité d'entrée en invalidité. Concernant le secteur d'emploi des salariés, les secteurs de la construction, de la finance et de la santé ont les probabilités d'entrée en invalidité les plus élevées. Des analyses complémentaires dans ces secteurs. Ainsi, une répartition inégale des secteurs d'activité et du revenu influencent également la distribution géographique de la probabilité d'entrée en invalidité chez les salariés et les indépendants.

Nous avons enfin analysé l'effet pour une personne invalide de résider dans un certain arrondissement sur la durée de l'invalidité. Cette analyse a montré que les taux de sortie de l'invalidité ne sont pas significativement différents entre les arrondissements Belges, même en n'incluant aucune variable de contrôle dans l'analyse. Ainsi, nous concluons que l'augmentation des disparités de taux d'invalidité entre arrondissements est essentiellement due à des disparités géographiques du taux d'entrée en invalidité et non à des disparités dans la durée de l'épisode d'invalidité.

Au vu des résultats de cette analyse et de la littérature économique à ce sujet, nous concluons que les différentiels de taux d'invalidité en Belgique et leur augmentation ont des causes d'origine économique. Notamment, l'augmentation du taux d'entrée en invalidité chez les demandeurs d'emploi depuis 2005-2006 a en grande partie participé à une augmentation des disparités géographiques du taux d'invalidité chez les salariés. Une exception intéressante à ce phénomène est l'arrondissement de Bruxelles, qui possède un taux de chômage élevé et un taux d'invalidité très bas par rapport à la moyenne nationale. Cette observation s'explique notamment par des probabilités estimées d'entrée en invalidité particulièrement basses dans toutes les catégories socio-économiques pour cet arrondissement.

De manière générale, malgré le grand nombre de caractéristiques individuelles incluses dans l'analyse des données individuelles, des écarts significatifs de probabilités d'entrée en invalidité estimées persistent. Il serait dès lors important dans de futures études d'explorer le rôle d'autres facteurs non observés ici. La littérature économique a en effet indiqué plusieurs facteurs importants : le rôle des employeurs, les effets de réseau et l'évaluation de l'invalidité par les organismes assureurs. De plus, l'augmentation du taux d'entrée en invalidité chez les demandeurs d'emploi est un sujet d'étude future devant être mené prochainement.

7. Bibliographie :

Autor, D. H., & Duggan, M. G. (2003). The rise in the disability rolls and the decline in unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 157-206.

Autor D., & Duggan, M. G. (2006). The growth in the social security disability rolls: a fiscal crisis unfolding. *The journal of economic perspectives*, 20(3), 71-96.

Biørn, E., Gaure, S., Markussen, S., & Røed, K. (2013). The rise in absenteeism: disentangling the impacts of cohort, age and time. *Journal of Population Economics*, 26(4), 1585-1608.

Black, Dan A, Kermit Daniel, and Seth G Sanders. (2002). The impact of economic conditions on participation in disability programs: Evidence from the coal boom and bust. *The American Economic Review*, 92(1), 27-50.

Bratsberg, B., Fevang, E., & Røed, K. (2013). Job loss and disability insurance. *Labour Economics*, 24, 137-150.

Cahuc, P., & Zylberberg, A. (2001). *Le marché du travail*. De Boeck Supérieur.

Charles, K. K., Li, Y., & Stephens Jr, M. Disability Benefit Take-Up and Local Labor Market Conditions. *Working paper*

Colantone, I., Crinò, R., & Ogliari, L. (2015). The hidden cost of globalization: Import competition and mental distress.

De Jong, P., Lindeboom, M., & Van der Klaauw, B. (2011). Screening disability insurance applications. *Journal of the European Economic Association*, 9(1), 106-129.

Fevang, E., Markussen, S., & Røed, K. (2014). The sick pay trap. *Journal of Labor Economics*, 32(2), 305-336.

Hesselius, P., Nilsson, J. P., & Johansson, P. (2009). Sick of Your Colleagues 'Absence?. *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3), 583-594.

Hove K. (2015). Étude pratique de certains éléments jouant un rôle dans l'évaluation de l'incapacité de travail dans le cadre de l'assurance indemnité des travailleurs salariés. *Service d'études de l'INAMI*.

Hummels, D., Munch, N. J., & Xiang, I. C. (2015). *No Pain, No Gain: The Effects of Exports on Job Injury and Sickness* (No. 229253). International Agricultural Trade Research Consortium.

INAMI. (2014). Facteurs explicatifs relatifs à l'augmentation du nombre d'invalides. *Service d'études de l'INAMI*.

Jousten, A., Lefebvre, M., & Perelman, S. (2011). *Disability in Belgium: There is more than meets the eye* (No. w17114). National Bureau of Economic Research.

Jousten, A., Lefebvre, M., & Perelman, S. (2014). *Health status, disability and retirement incentives in Belgium* (No. w20035). National Bureau of Economic Research.

Karakaya G. et Plasman R. (2011). Task force incapacité de travail, Etude réalisée à la demande de l'INAMI.

Karakaya G., R. Ruz Torres. (2006). Inégalités régionales en matière de dépendance en Belgique: perspectives à long terme, *Revue Belge de Sécurité Sociale*, 2e trimestre, pp. 185-216.

Koning, P., & Lindeboom, M. (2015). The rise and fall of disability insurance enrollment in the Netherlands. *The Journal of Economic Perspectives*, 29(2), 151-172.

Larsson, L. (2006). Sick of being unemployed? Interactions between unemployment and sickness insurance. *The Scandinavian Journal of Economics*, 108(1), 97-113.

Lazear, E. P., Shaw, K. L., & Stanton, C. (2016). Making do with less: working harder during recessions. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S333-S360.

Lin, G. (2000). Regional assessment of elderly disability in the US. *Social science & medicine*, 50(7), 1015-1024.

Low, H., & Pistaferri, L. (2015). Disability insurance and the dynamics of the incentive insurance trade-off. *The American Economic Review*, 105(10), 2986-3029.

Markussen, S., & Røed, K. (2015). Social insurance networks. *Journal of Human resources*, 50(4), 1081-1113.

Markussen, S., Røed, K., Røgeberg, O. J., & Gaure, S. (2011). The anatomy of absenteeism. *Journal of health economics*, 30(2), 277-292.

McVicar, D. (2008). Why have UK disability benefit rolls grown so much?. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 114-139.

Staubli, S. (2011). The impact of stricter criteria for disability insurance on labor force participation. *Journal of Public Economics*, 95(9), 1223-1235.

Staubli, S., & Zweimüller, J. (2013). Does raising the early retirement age increase employment of older workers?. *Journal of public economics*, 108, 17-32.

Sullivan, D., & Von Wachter, T. (2009). Job displacement and mortality: An analysis using administrative data. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1265-1306.

8. Annexes :

Annexe 1: Statistiques descriptives des données agrégées

	2009		2011		2013	
	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type
Taux d'invalidité	5,54%	1,72%	5,98%	1,84%	6,57%	2,07%
Taux de chômage	9,39%	5,46%	9,00%	5,39%	9,59%	5,35%
Ln(revenu médian)	9,66	0,08	9,71	0,08	9,78	0,08
Âge moyen	40,76	0,91	41,03	0,91	41,48	0,91
Ratio ouvriers/total salariés	52,86%	11,94%	52,74%	11,77%	52,32%	11,55%
Ratio étrangers/population totale	6,32%	7,18%	6,70%	7,46%	6,89%	7,53%
Taux de mortalité	1,46%	0,34%	1,45%	0,33%	1,51%	0,36%
Part du secteur industriel	25,00%	14,04%	24,62%	13,96%	23,65%	13,97%
Ln(densité pop.)	5,300	1,161	5,311	1,161	5,314	1,162

Annexe 2: Statistiques descriptives des données individuelles

	2003q1		2008q1		2013q1	
	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage	Nombre	Pourcentage
Total	413651	100,0%	413281	100,0%	403908	100,0%
Répartition par sexe:						
Homme	205698	49,7%	205448	49,7%	199458	49,4%
Femme	207953	50,3%	207833	50,3%	204450	50,6%
Répartition par âge:						
20-29	79486	19,2%	79477	19,2%	79239	19,6%
30-39	86430	20,9%	86410	20,9%	86012	21,3%
40-49	95587	23,1%	95531	23,1%	94295	23,4%
50-59	84068	20,3%	83980	20,3%	81301	20,1%
>=60	68080	16,5%	67883	16,4%	63061	15,6%
Répartition par statut:						
Employé	89260	21,6%	100237	24,3%	95580	23,7%
Ouvrier	71238	17,2%	74493	18,0%	63057	15,6%
Fonctionnaire	35429	8,6%	35534	8,6%	33448	8,3%
indépendant	34927	8,4%	37567	9,1%	37338	9,2%
Dem. d'emploi	32392	7,8%	30364	7,4%	25511	6,3%
Inactif	73250	17,7%	67792	16,4%	81679	20,2%
Incapacité primaire	2071	0,5%	2791	0,7%	2954	0,7%
invalidité	8475	2,1%	10105	2,5%	12331	3,1%
Autre inactif	66609	16,1%	54398	13,2%	52010	12,9%
Répartition par région:						
Bruxelles Capitale	33944	8,2%	38833	9,4%	33385	8,3%
Région wallonne	124916	30,2%	130598	31,6%	125551	31,1%
Régio Flamande	230028	55,6%	238396	57,7%	230535	57,1%
Inconnu	24763	6,0%	5454	1,3%	14437	3,6%

Annexe 3: Sources des variables utilisées dans l'analyse économétrique

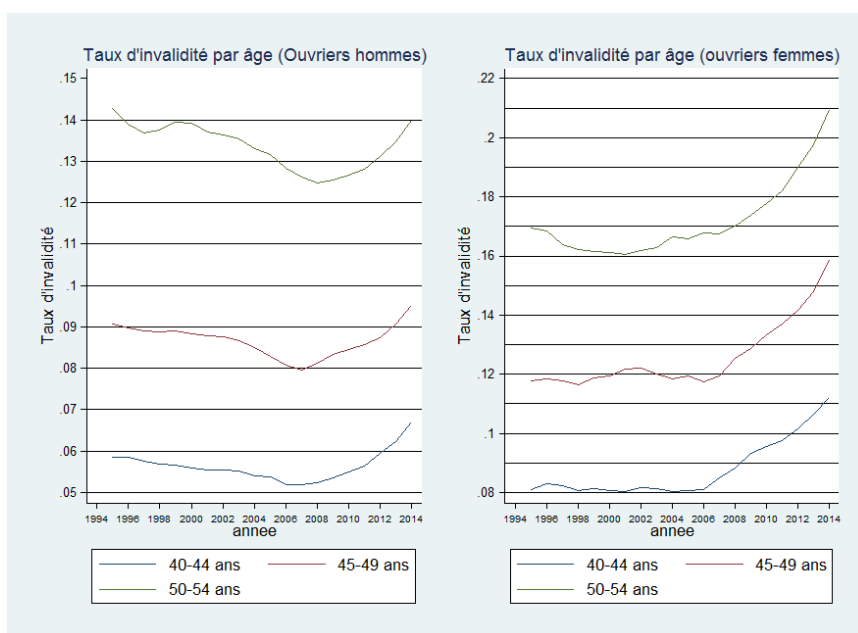
Variables	Source
• Population totale • Nombre de salariés, chômeurs, indépendants, inactifs • Population belge et étrangère • Âge moyen des salariés	Lokale statistieken: http://aps.vlaanderen.be/lokaal/lokale_statistieken.htm
• Revenu médian • Taux de mortalité	Statbel - opendata : (http://statbel.fgov.be/fr/statistiques/opendata/)
• Répartition sectorielle des salariés	ONSS : http://www.rsz.fgov.be/fr/statistiques

Annexe 4: Description des données provenant de la BCSS

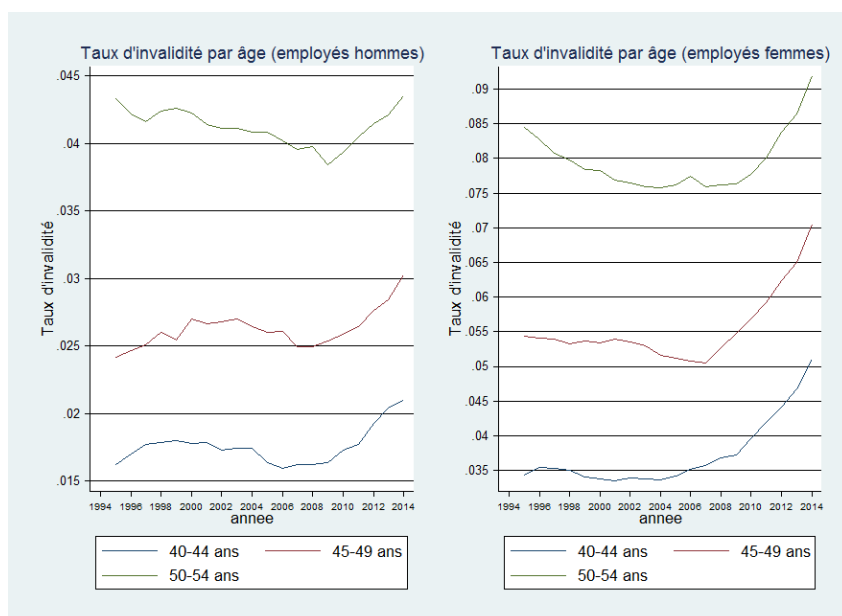
Dénomination donnée	Instance fournisseur
Numéro d'identification de la sécurité sociale	BCSS
Sexe	Registre national et registre BCSS
Classe d'âge	Registre national et registre BCSS
Nationalité	Registre national et registre BCSS
Arrondissement (domicile)	Registre national et registre BCSS
Région (domicile)	Registre national et registre BCSS
Code NACE de l'employeur	ONSS
Position dans le ménage	Registre national et registre BCSS
Décès	Registre national et registre BCSS
Nomenclature de la position socio-économique	BCSS
Nombre d'emplois salariés	BCSS
Nombre total d'emplois	BCSS
Statut du travailleur	ONSS/ONSSAPL INASTI
Secteur de l'employeur	ONSS
Commission paritaire	ONSS
ETP avec journées assimilées exclues	ONSS

ETP, journées assimilées incluses	ONSS
En incapacité de travail primaire	CIN
Nombre de jours d'incapacité de travail	CIN
En invalidité	INAMI
En incapacité de travail en raison de maladie professionnelle	FMP
En incapacité de travail en raison d'accident de travail	FAT
Personne handicapée	SPF SS
Code médical	INAMI
Profession	INAMI
Décision Conseil médical de l'invalidité	INAMI
Indemnités cumulées	INAMI
Base de calcul réduction des cotisations	ONSS
Salaire Journalier	ONSS
Jours assimilés	SIDEGIS
Jours prestés	SIDEGIS
Jours prestés ETP	SIDEGIS
Pensionné	ONP
Type de pension	ONP
Bénéficiaire du revenu d'intégration social ou de l'aide sociale	SPP IS
Mise au travail sous l'article 60, 61	SPP IS
Allocation imposable brute ONEM	ONEM
Revenu INASTI	INASTI
Rémunération imposable brut ONSS	ONSS
Indemnité imposable brute CIN	CIN
Allocation imposable brute INAMI	INAMI
Indemnité imposable brute FMP	FMP
Indemnité imposable brut FAT	FAT
Allocation imposable brute SPP IS	SPP IS
Allocation imposable brute SPF SS	SPF SS
Lieu d'établissement de l'employeur	ONSS & ONSSAPL

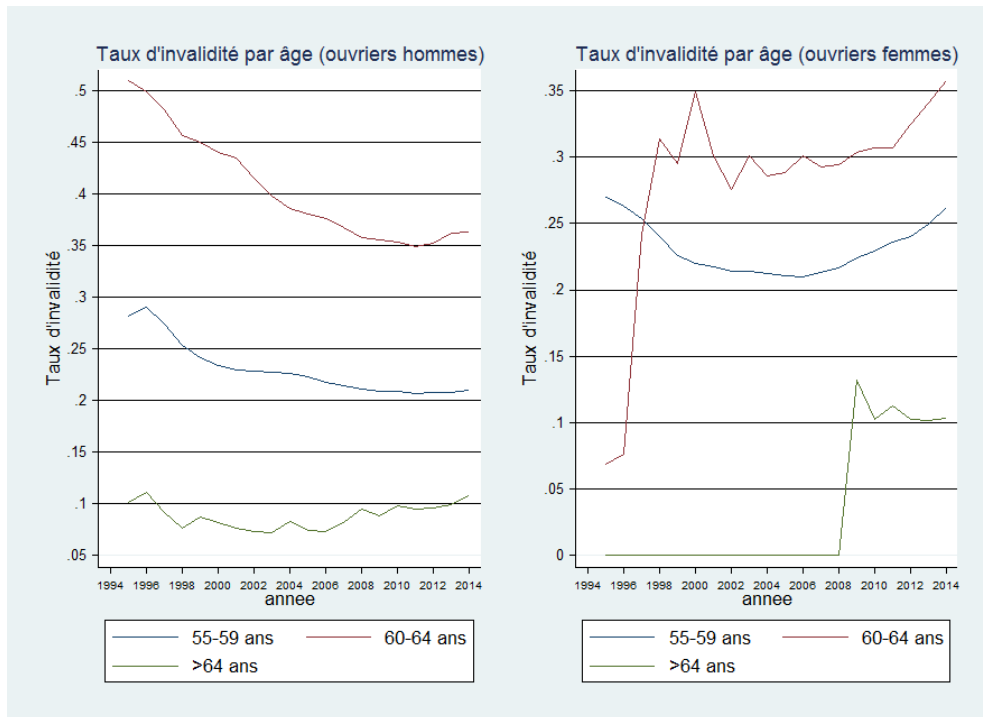
Annexe 5: Evolution du taux d'invalidité - Ouvriers 40 - 54 ans



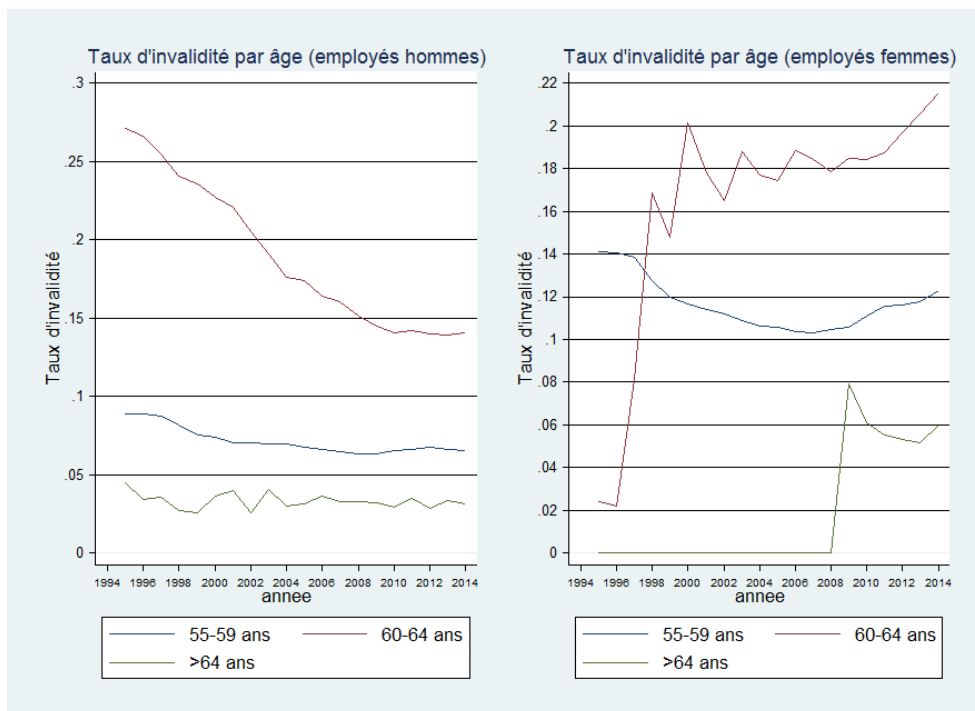
Annexe 6: Evolution du taux d'invalidité - Employés 40 - 54 ans



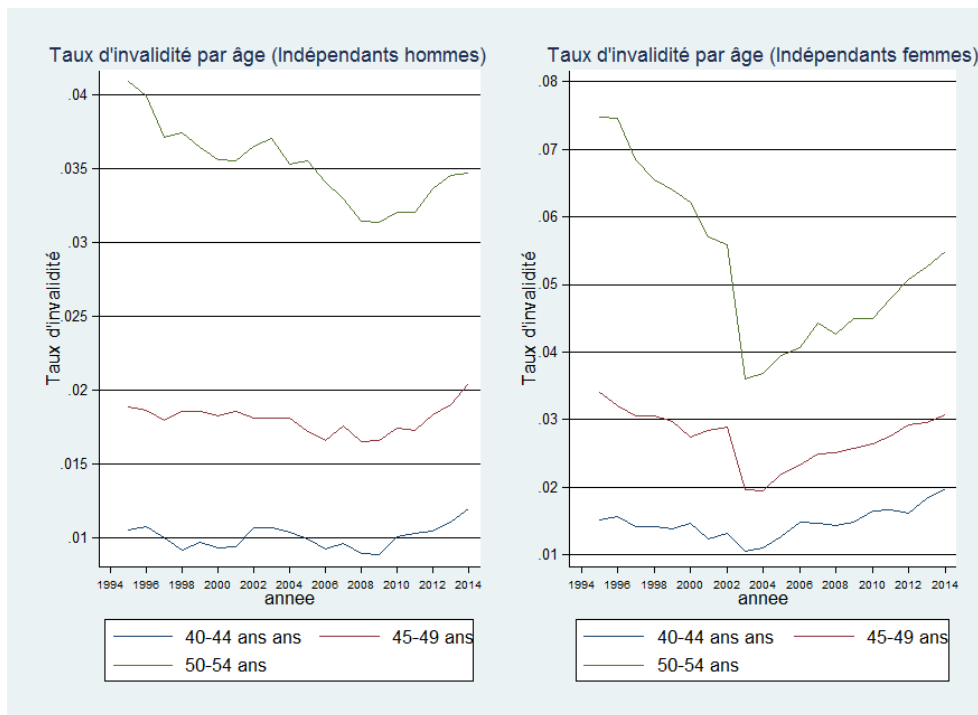
Annexe 7: Evolution du taux d'invalidité - Ouvriers 55 ans et plus



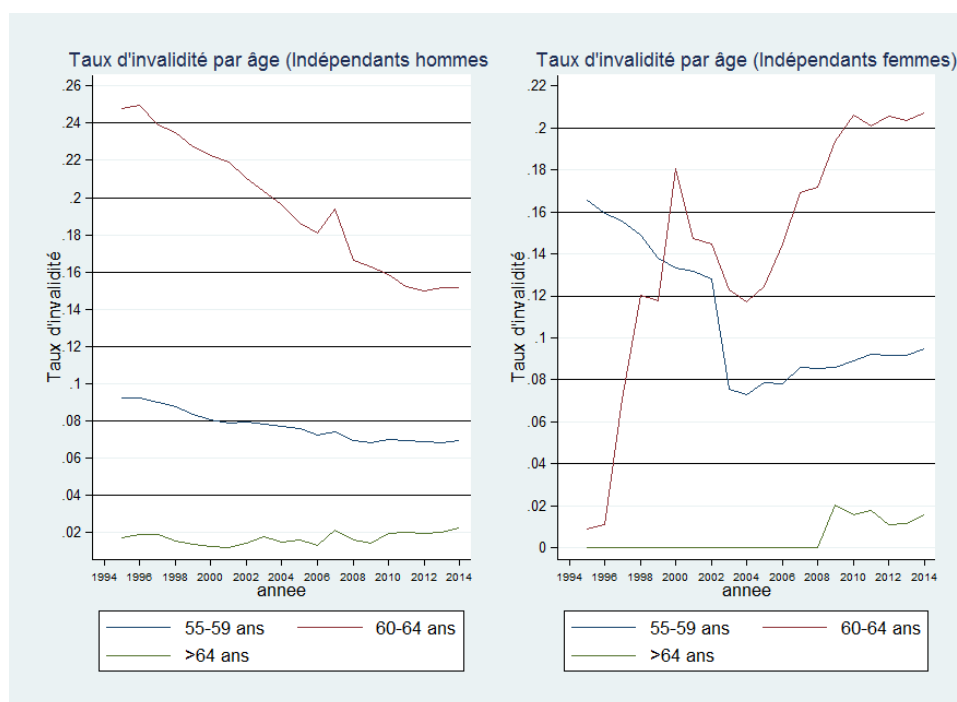
Annexe 8: Evolution du taux d'invalidité - Employés 55 ans et plus



Annexe 9: Evolution du taux d'invalidité - Indépendants 40 – 54 ans



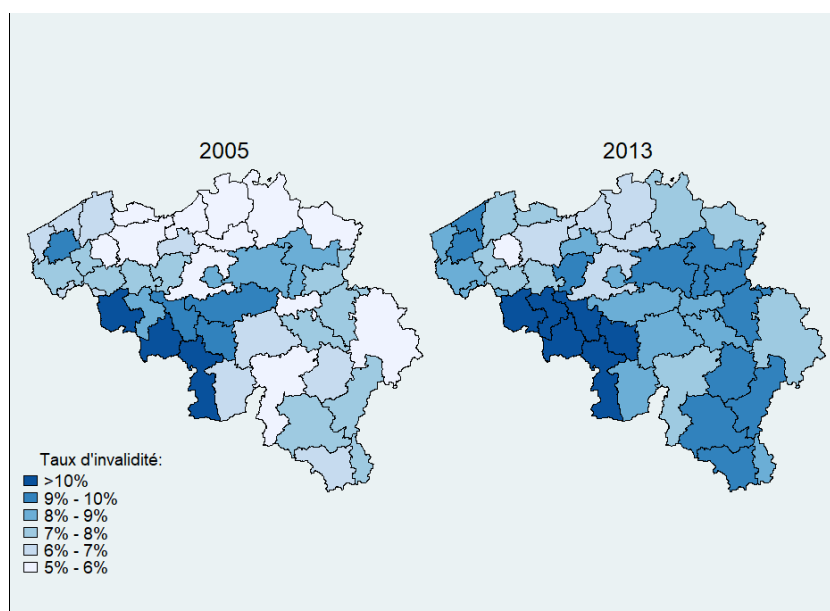
Annexe 10: Evolution du taux d'invalidité - Indépendants 55 ans et plus



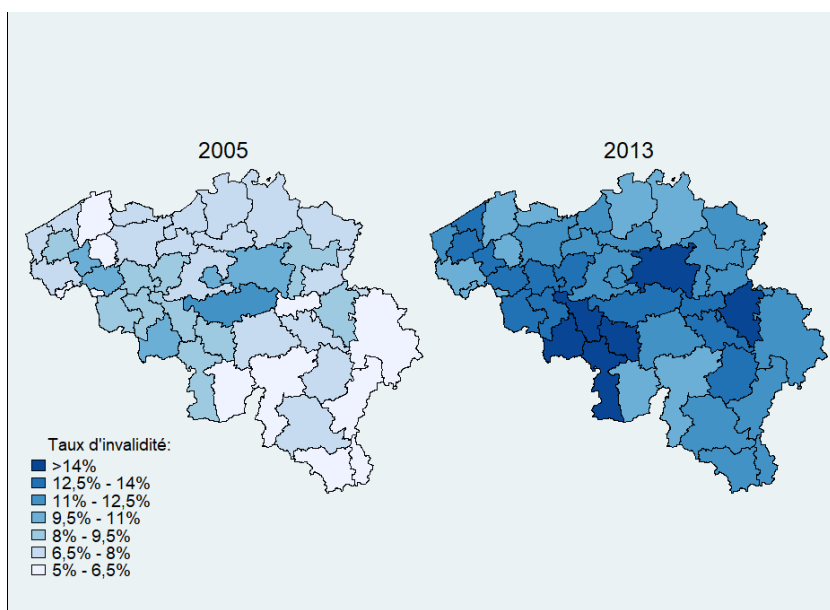
Annexe 11: Indicateurs de dispersion par catégorie de travailleurs 2005-2013

	année	Moyenne	Écart	Mn.	1er	2ème	3ème	Max.	Ecart	Écart	Écart	Coef.
Ouv. H.	2005	7,27%	1,57%	5,31%	5,84%	7,17%	8,42%	12,02%	0,53%	2,58%	3,60%	0,834
	2006	7,59%	1,63%	5,36%	6,06%	7,68%	8,76%	12,34%	0,71%	2,69%	3,59%	0,616
	2007	7,69%	1,63%	5,42%	6,26%	7,76%	8,64%	12,25%	0,84%	2,38%	3,62%	0,622
	2008	7,76%	1,63%	5,62%	6,43%	7,62%	8,69%	12,52%	0,81%	2,26%	3,82%	0,812
	2009	7,92%	1,66%	5,74%	6,51%	7,79%	8,52%	13,01%	0,77%	2,01%	4,49%	0,980
	2010	8,22%	1,56%	5,96%	7,24%	7,92%	8,88%	13,10%	1,28%	1,65%	4,21%	0,968
	2011	8,40%	1,58%	5,99%	7,35%	8,27%	9,05%	13,38%	1,36%	1,70%	4,33%	0,999
	2012	8,64%	1,61%	6,17%	7,58%	8,33%	9,31%	13,78%	1,42%	1,73%	4,47%	1,029
	2013	8,98%	1,71%	6,37%	8,01%	8,60%	9,73%	14,34%	1,64%	1,72%	4,62%	1,007
Ouv. F.	2005	7,74%	1,48%	5,60%	6,58%	7,61%	8,52%	11,22%	0,98%	1,95%	2,69%	0,579
	2006	8,39%	1,48%	5,78%	7,18%	8,11%	9,39%	11,42%	1,40%	2,21%	2,03%	0,338
	2007	8,78%	1,52%	5,84%	7,70%	8,81%	9,87%	12,09%	1,86%	2,17%	2,22%	0,256
	2008	9,16%	1,56%	6,08%	8,13%	9,01%	10,22%	13,01%	2,05%	2,10%	2,79%	0,302
	2009	9,77%	1,69%	6,66%	8,72%	9,41%	10,59%	14,40%	2,06%	1,87%	3,81%	0,531
	2010	10,51%	1,71%	7,94%	9,31%	10,31%	11,19%	15,29%	1,37%	1,88%	4,10%	0,977
	2011	11,00%	1,60%	8,68%	9,87%	10,73%	11,70%	15,72%	1,19%	1,83%	4,02%	0,994
	2012	11,62%	1,69%	9,22%	10,36%	11,44%	12,42%	16,78%	1,14%	2,06%	4,36%	1,085
	2013	12,39%	1,80%	9,89%	11,04%	12,34%	13,08%	18,08%	1,15%	2,04%	5,00%	1,286
Emp. H.	2005	2,75%	0,70%	1,68%	2,31%	2,53%	3,24%	5,31%	0,62%	0,93%	2,08%	1,222
	2006	2,77%	0,68%	1,64%	2,24%	2,68%	3,28%	5,26%	0,60%	1,05%	1,97%	1,072
	2007	2,74%	0,67%	1,65%	2,21%	2,51%	3,20%	5,32%	0,56%	0,99%	2,12%	1,317
	2008	2,70%	0,68%	1,67%	2,26%	2,48%	3,06%	5,33%	0,59%	0,80%	2,27%	1,387
	2009	2,72%	0,71%	1,66%	2,21%	2,52%	3,10%	5,22%	0,55%	0,89%	2,12%	1,357
	2010	2,82%	0,77%	1,66%	2,21%	2,59%	3,32%	5,08%	0,54%	1,11%	1,76%	0,945
	2011	2,89%	0,76%	1,73%	2,32%	2,64%	3,42%	5,17%	0,59%	1,10%	1,75%	0,904
	2012	2,97%	0,83%	1,80%	2,31%	2,88%	3,45%	5,35%	0,50%	1,15%	1,90%	0,803
	2013	3,06%	0,88%	1,87%	2,30%	2,93%	3,61%	5,60%	0,43%	1,30%	2,00%	0,854
Emp. F.	2005	3,41%	0,74%	2,53%	2,88%	3,24%	3,66%	6,13%	0,35%	0,78%	2,47%	1,458
	2006	3,56%	0,78%	2,40%	2,97%	3,38%	3,97%	6,35%	0,57%	1,00%	2,38%	1,257
	2007	3,66%	0,79%	2,55%	3,08%	3,51%	4,07%	6,51%	0,53%	0,99%	2,44%	1,305
	2008	3,76%	0,81%	2,64%	3,16%	3,63%	4,13%	6,77%	0,52%	0,97%	2,64%	1,391
	2009	3,97%	0,85%	2,73%	3,35%	3,78%	4,27%	7,08%	0,62%	0,92%	2,81%	1,382
	2010	4,35%	0,89%	2,91%	3,72%	4,06%	4,91%	7,46%	0,80%	1,20%	2,55%	1,201
	2011	4,67%	0,99%	3,23%	4,06%	4,31%	5,21%	8,22%	0,83%	1,15%	3,02%	1,384
	2012	4,96%	1,07%	3,38%	4,24%	4,60%	5,48%	8,64%	0,86%	1,25%	3,16%	1,268
	2013	5,23%	1,14%	3,63%	4,44%	4,86%	5,81%	9,23%	0,81%	1,37%	3,41%	1,385
Indép.	2007	3,77%	0,90%	2,02%	3,09%	3,80%	4,31%	6,62%	1,08%	1,22%	2,31%	0,621
	2008	3,55%	0,77%	2,00%	3,01%	3,60%	3,97%	5,60%	1,02%	0,96%	1,63%	0,439
	2009	3,55%	0,80%	1,96%	3,07%	3,62%	4,05%	5,82%	1,11%	0,98%	1,76%	0,643
	2010	3,61%	0,75%	2,06%	3,09%	3,71%	4,13%	5,30%	1,03%	1,04%	1,17%	0,060
	2011	3,66%	0,83%	2,10%	2,97%	3,75%	4,20%	5,35%	0,88%	1,22%	1,15%	0,130
	2012	3,71%	0,86%	2,03%	3,04%	3,81%	4,20%	5,32%	1,01%	1,16%	1,12%	0,112
	2013	3,75%	0,83%	2,20%	3,07%	3,75%	4,27%	5,20%	0,87%	1,21%	0,93%	0,071
Indép.	2007	3,55%	0,88%	1,88%	2,88%	3,49%	4,36%	5,46%	0,99%	1,49%	1,10%	0,402
	2008	3,57%	0,84%	2,05%	2,98%	3,46%	4,18%	5,30%	0,93%	1,21%	1,12%	0,407
	2009	3,74%	0,85%	2,17%	3,13%	3,58%	4,36%	5,94%	0,96%	1,23%	1,58%	0,377
	2010	4,14%	0,89%	2,53%	3,49%	3,99%	4,93%	6,01%	0,96%	1,45%	1,08%	0,212
	2011	4,30%	0,91%	2,49%	3,65%	4,21%	4,96%	6,29%	1,15%	1,32%	1,33%	0,235
	2012	4,39%	0,89%	2,66%	3,90%	4,37%	5,00%	6,16%	1,25%	1,10%	1,16%	0,135
	2013	4,48%	0,91%	2,74%	3,63%	4,50%	5,09%	6,26%	0,90%	1,46%	1,16%	0,054

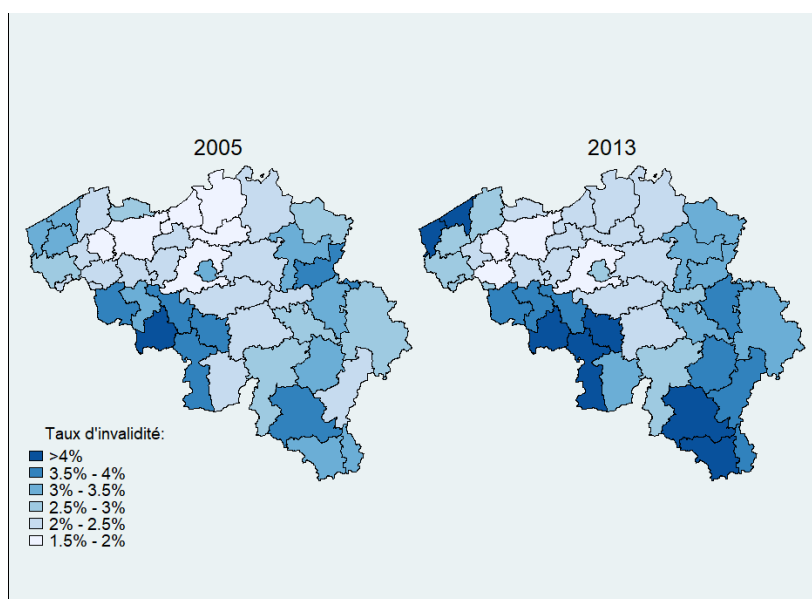
Annexe 12: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Ouvriers hommes



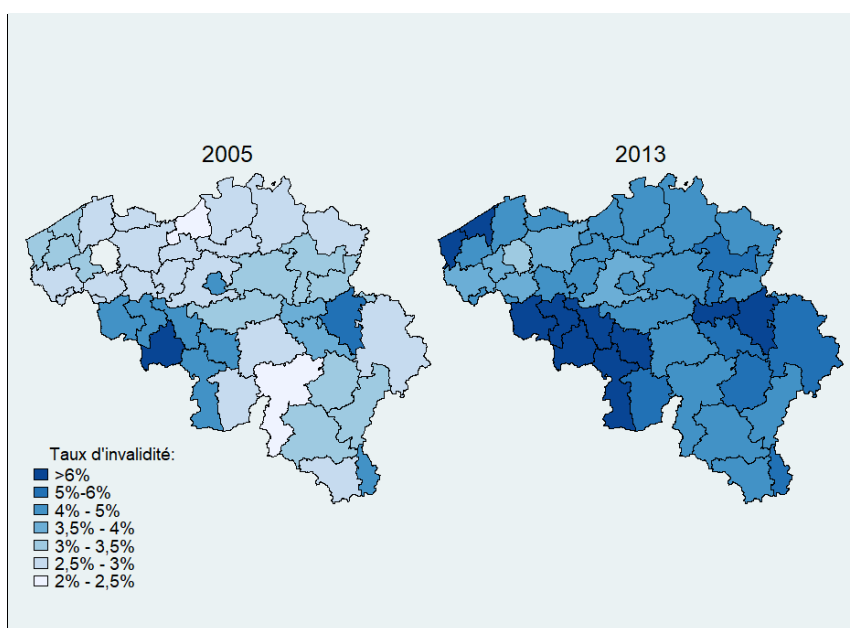
Annexe 13: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Ouvriers femmes



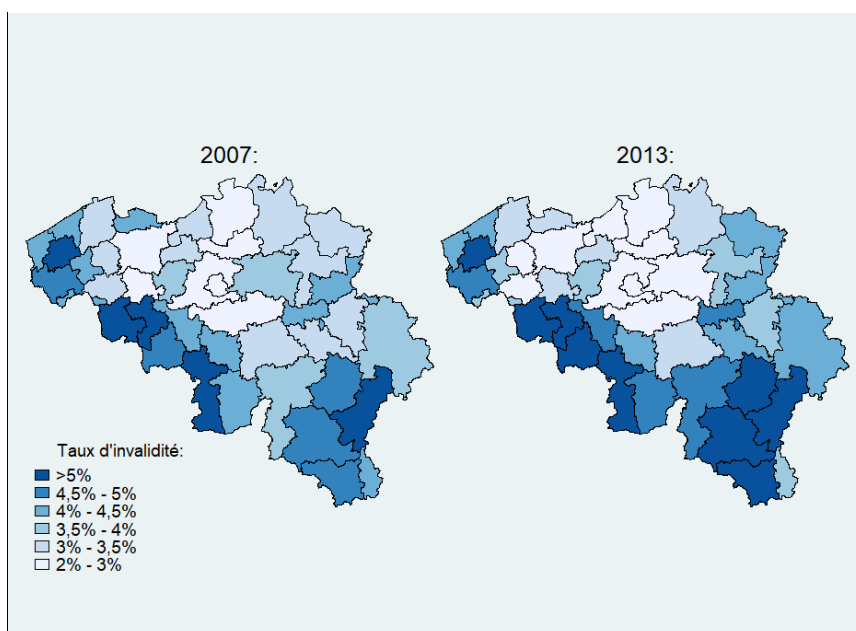
Annexe 14: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Employés hommes



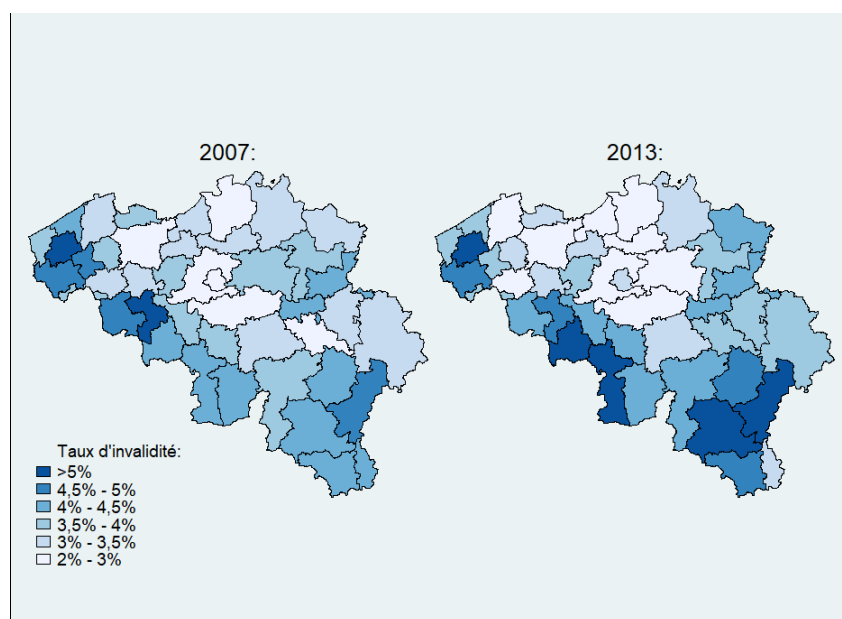
Annexe 15: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Employés femmes



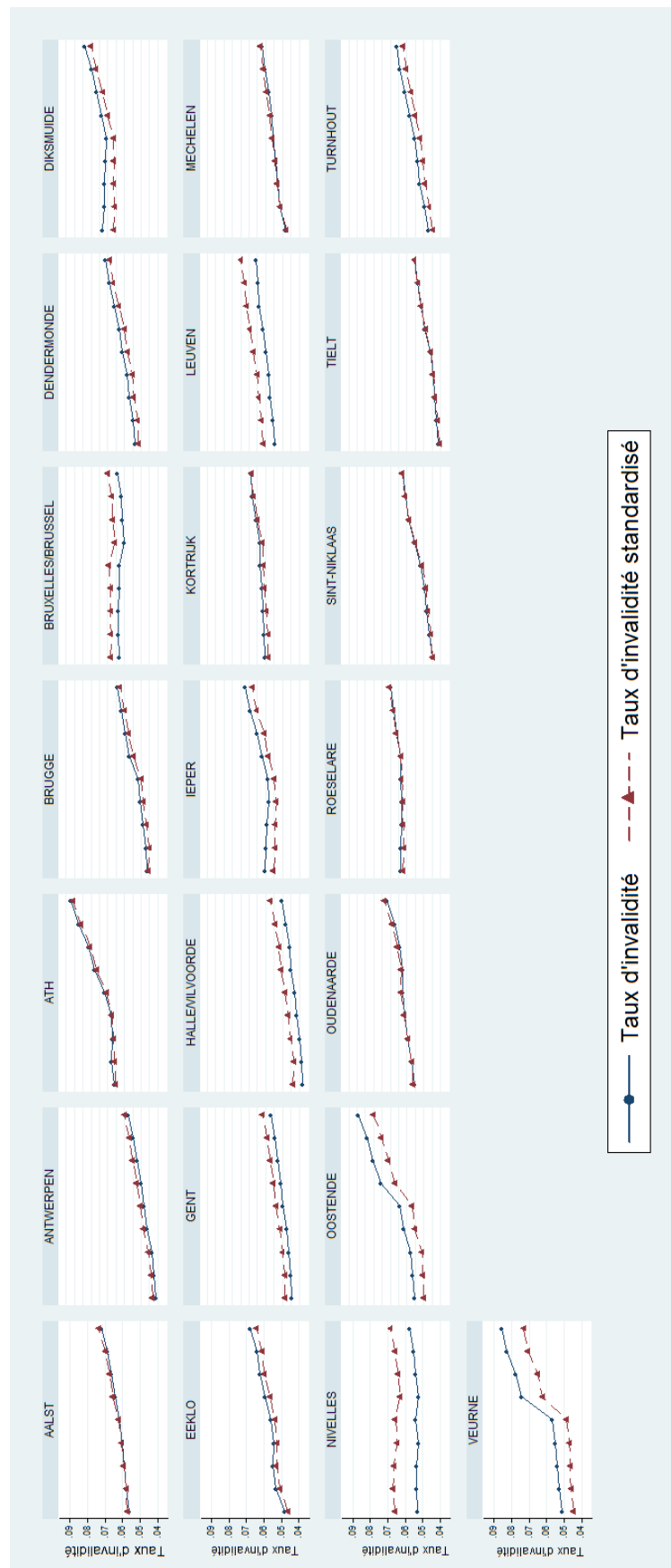
Annexe 16: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Indépendants hommes



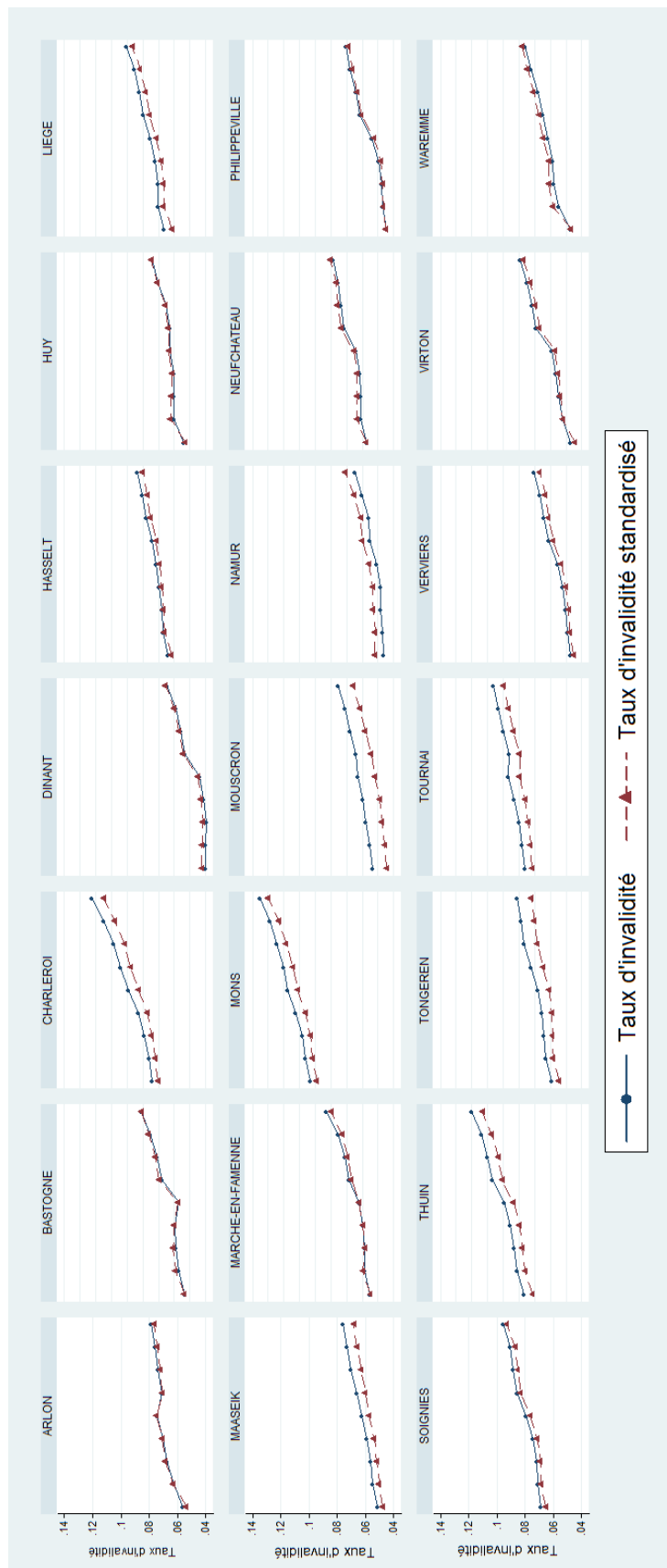
Annexe 17: Cartographie du taux d'invalidité standardisé – Indépendants femmes

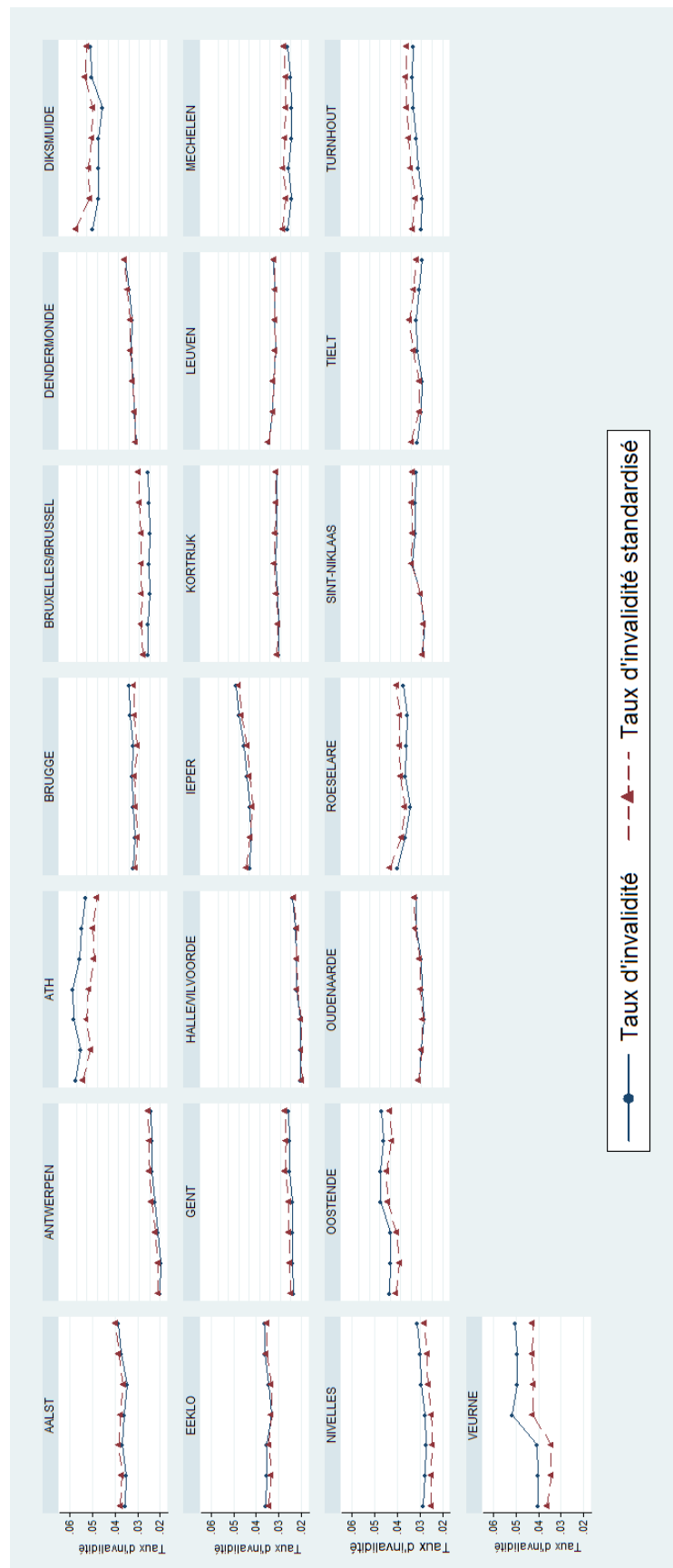


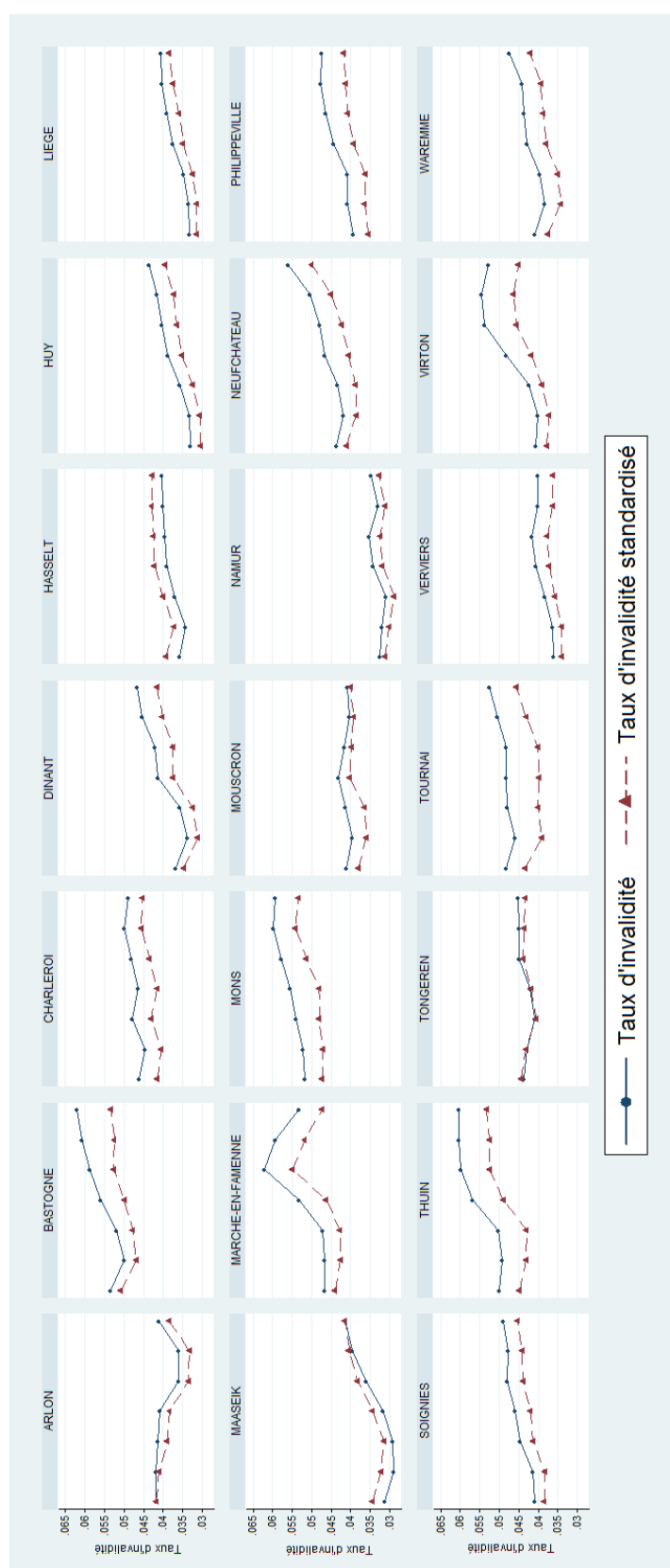
Annexe 18: Taux d'invalidité 2005-2013 - Régime salariés



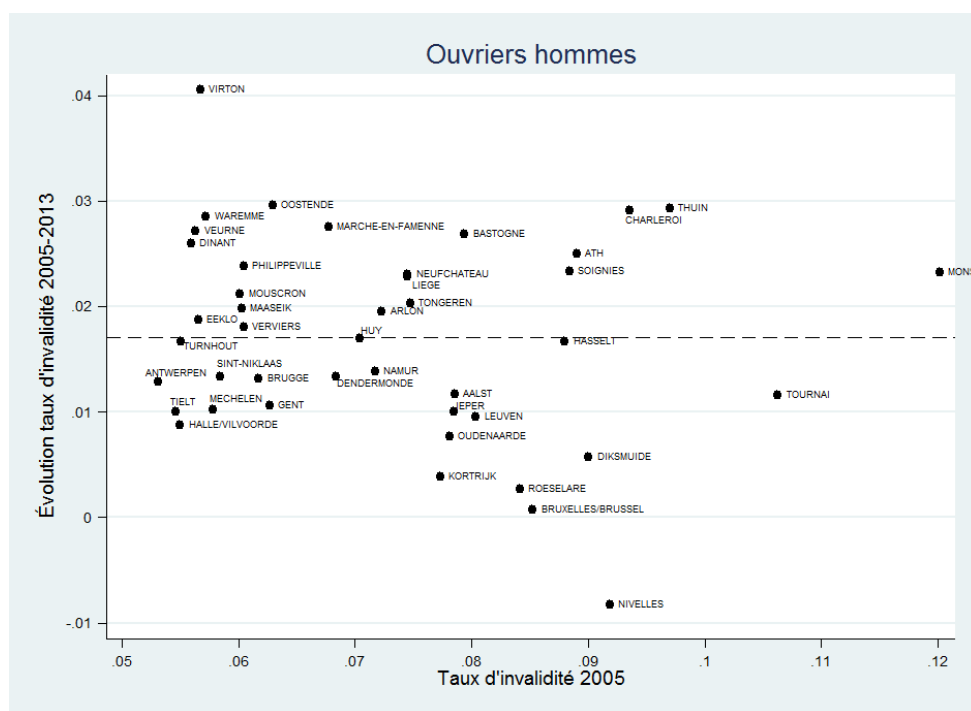
Annexe 19: Taux d'invalidité 2005 - 2013 - Régime salariés (2)





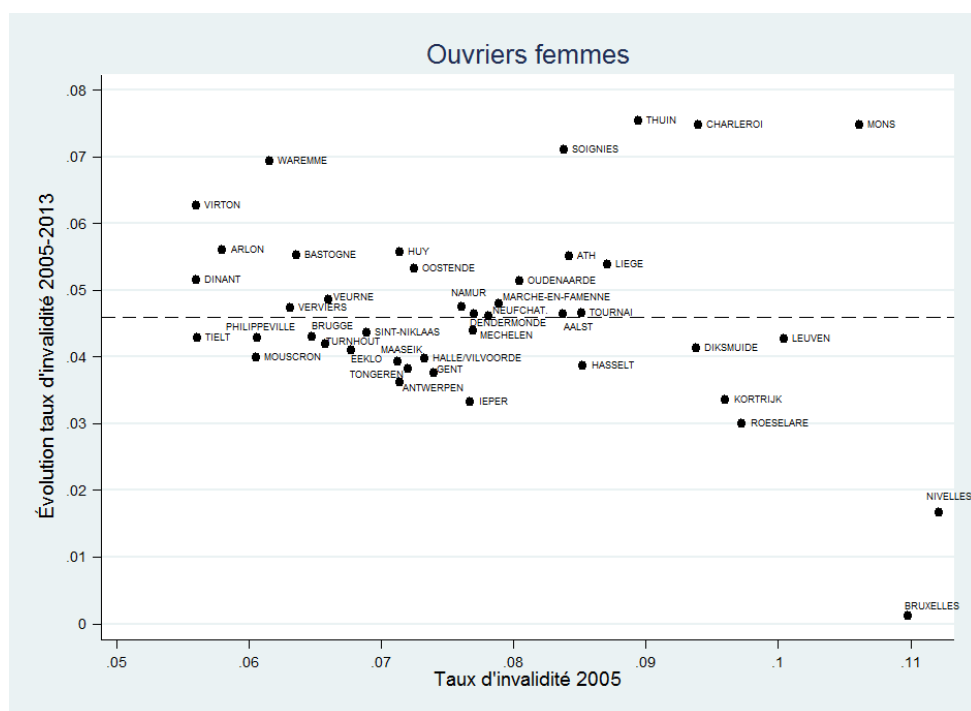


Annexe 22: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2005 – 2013 (ouvriers hommes)



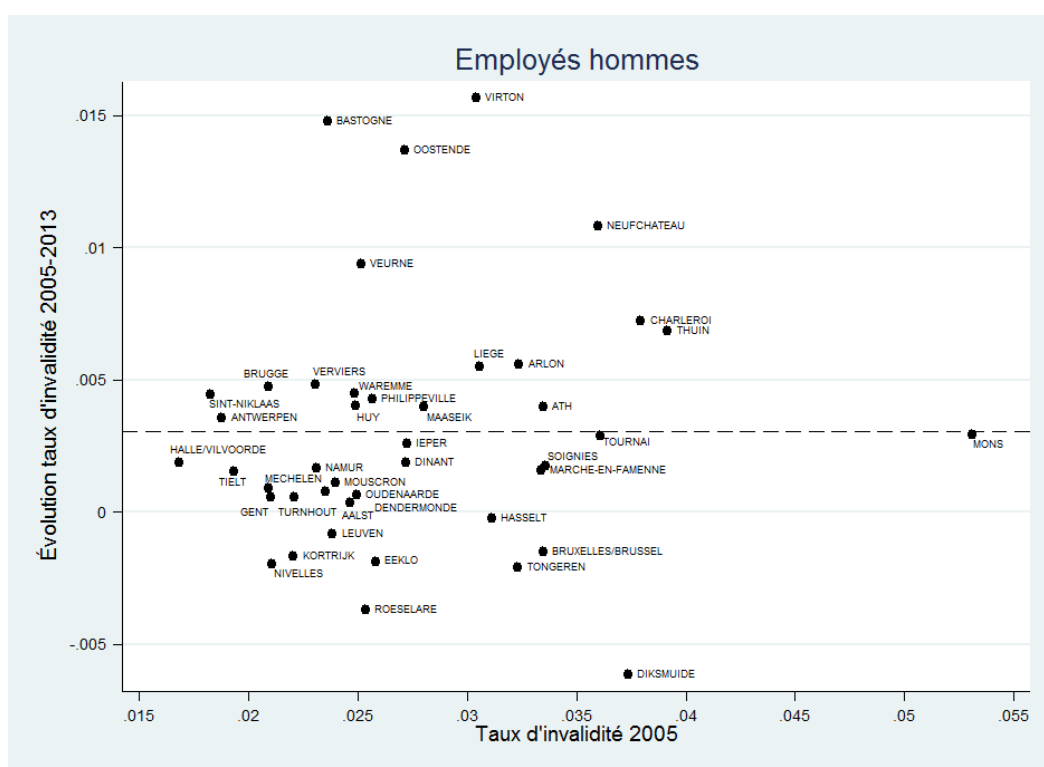
Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 23: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2005 – 2013 (ouvriers femmes)



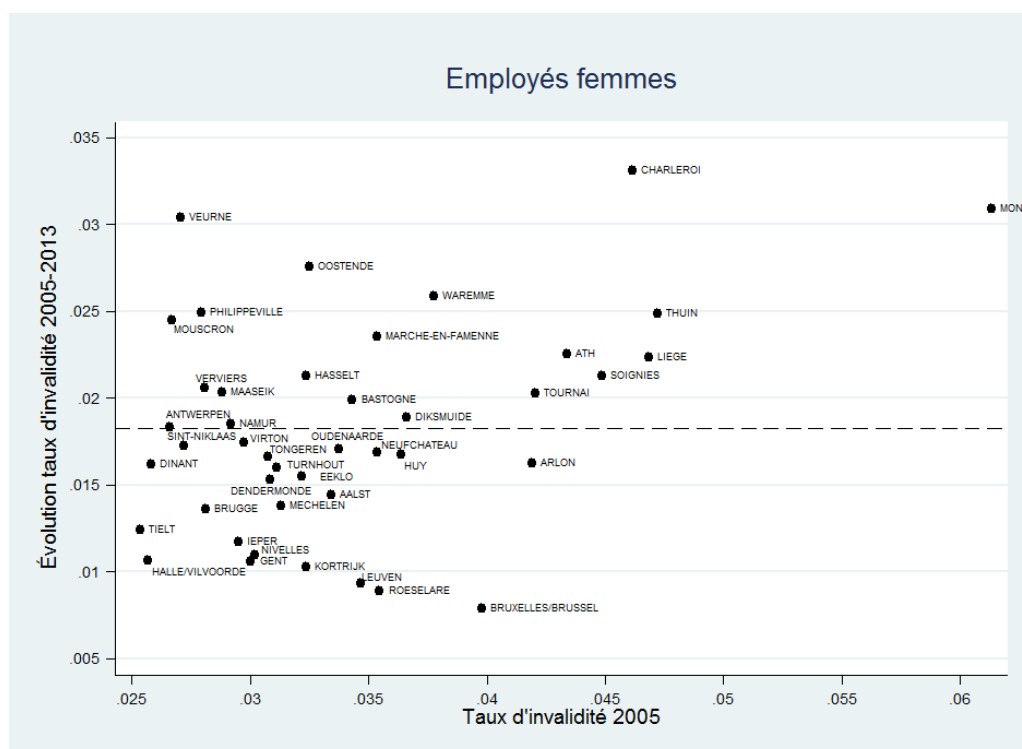
Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 24: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2005 – 2013 (employés hommes)



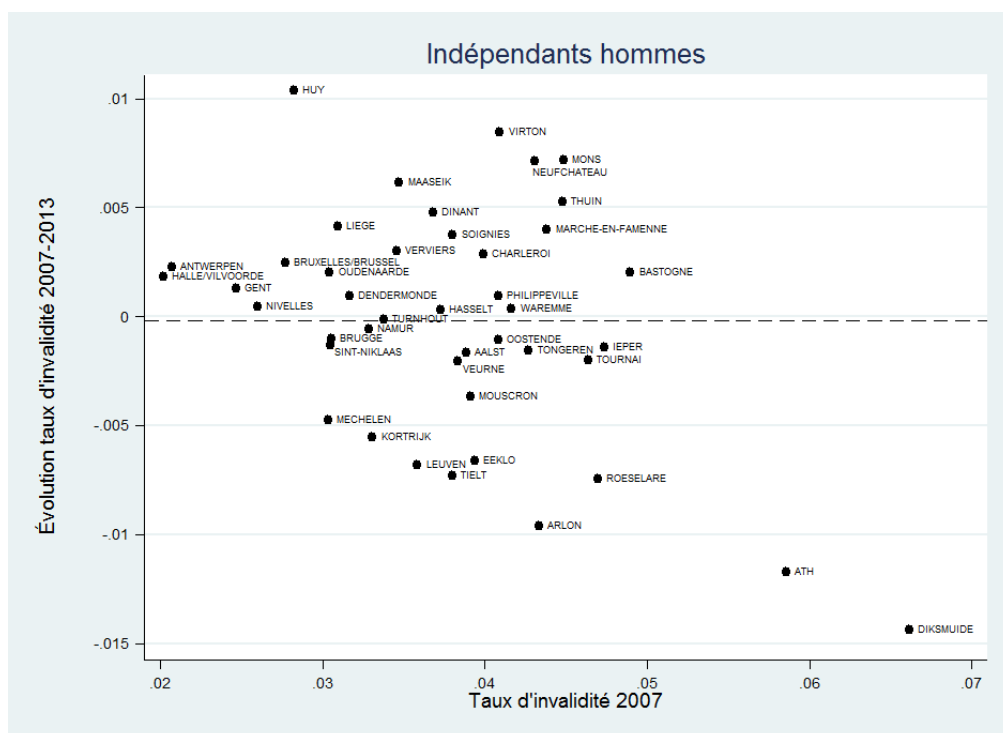
Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 25: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2005 – 2013 (employés femmes)



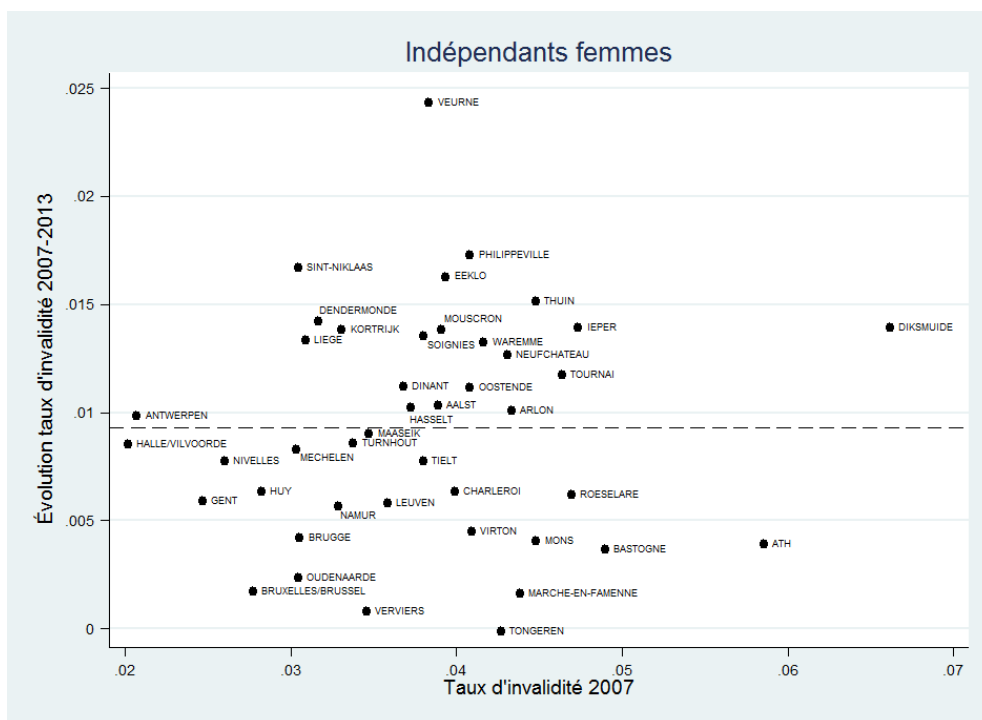
Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 26: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2007 – 2013 (indépendants hommes)



Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 27: Niveau et évolution du taux d'invalidité 2007 – 2013 (indépendants femmes)



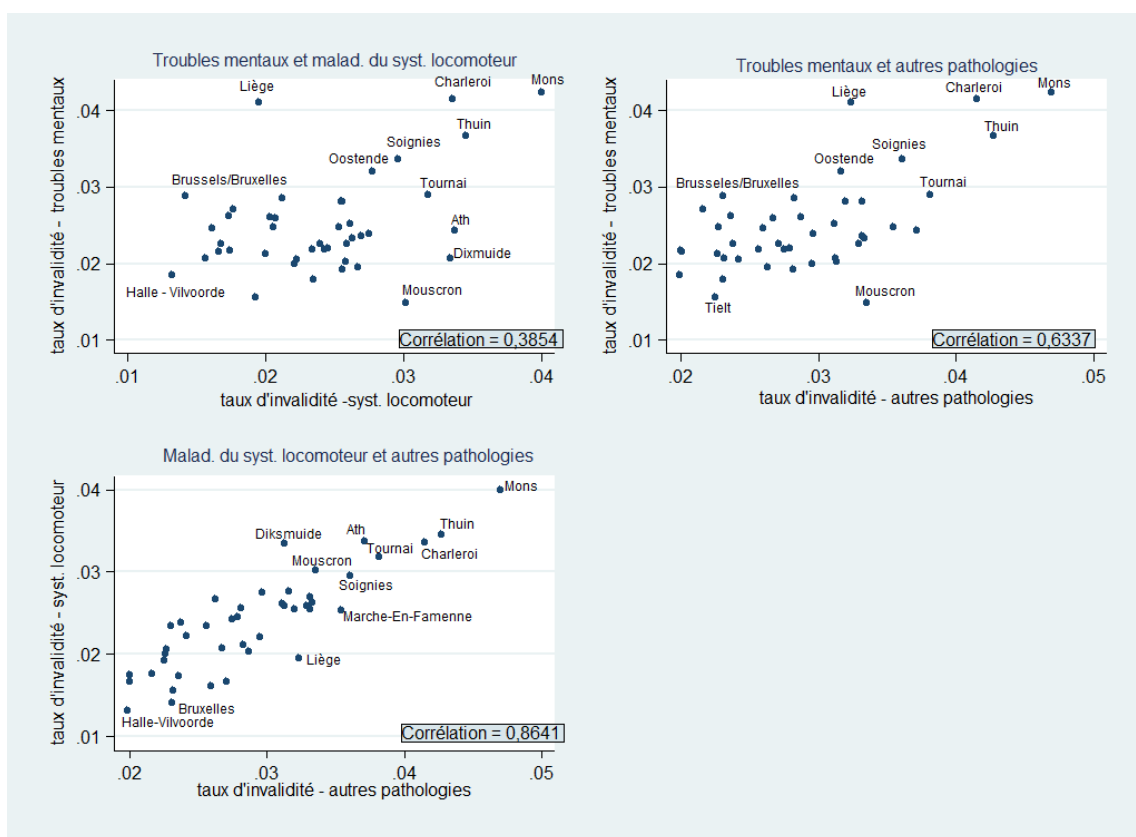
Note : la ligne en pointillés représente l'évolution moyenne entre 2005 et 2013.

Annexe 28: Évolution du taux d'invalidité 2005-2013 par catégorie de pathologies - Régime salariés

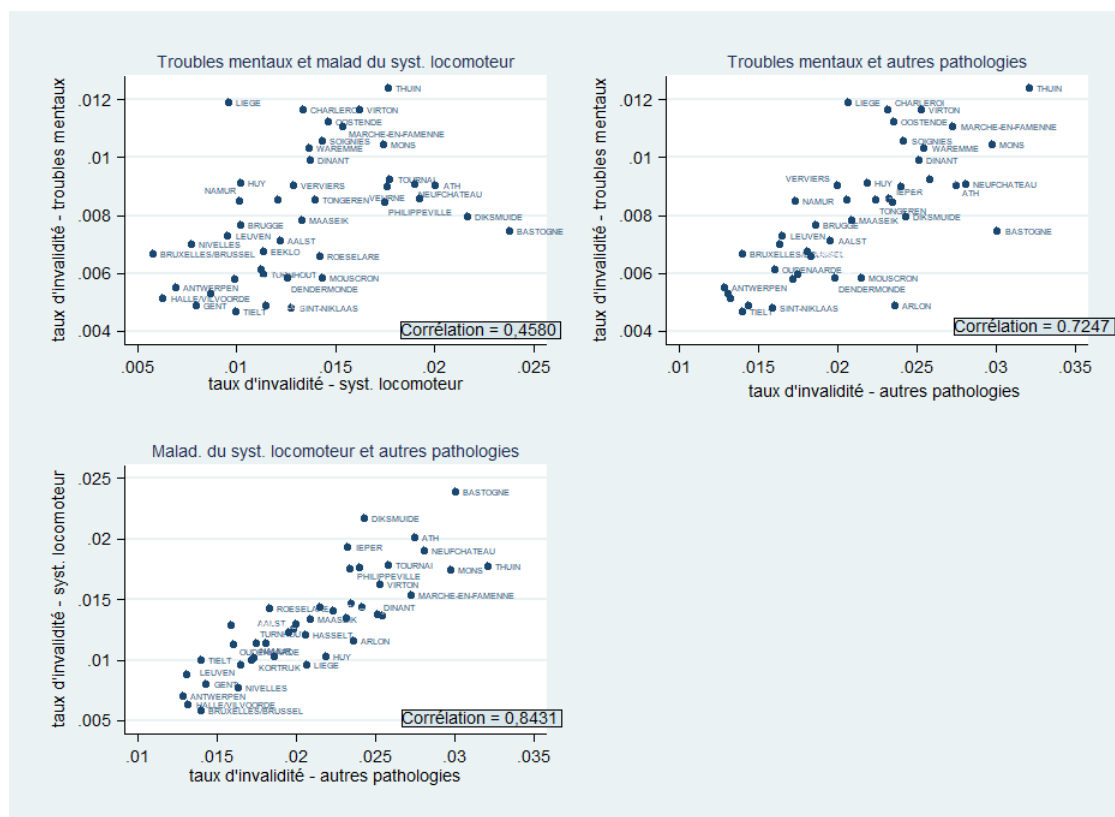
arrondissement	Évolution 2005 - 2013			
	Total	Troubles mentaux	Maladies du syst. Locomoteur	Autres pathologies
CHARLEROI	+4,34%	+2,12%	+1,41%	+0,80%
OOSTENDE	+3,69%	+1,37%	+1,20%	+1,12%
THUIN	+3,68%	+1,55%	+1,39%	+0,74%
MONS	+3,64%	+1,72%	+1,49%	+0,43%
VEURNE	+3,40%	+1,16%	+1,18%	+1,06%
VIRTON	+3,20%	+0,94%	+1,18%	+1,08%
MARCHE-EN-FAMENNE	+3,09%	+0,93%	+0,95%	+1,21%
SOIGNIES	+3,08%	+1,37%	+1,05%	+0,66%
NEUFCHATEAU	+2,99%	+1,08%	+1,00%	+0,91%
WAREMME	+2,87%	+1,10%	+1,01%	+0,76%
BASTOGNE	+2,85%	+1,18%	+0,98%	+0,69%
ATH	+2,84%	+0,78%	+1,14%	+0,93%
LIEGE	+2,67%	+1,28%	+0,76%	+0,64%
VERVIERS	+2,66%	+1,06%	+0,97%	+0,62%
TOURNAI	+2,66%	+1,00%	+0,91%	+0,75%
DINANT	+2,63%	+1,09%	+0,76%	+0,77%
ARLON	+2,59%	+0,88%	+0,96%	+0,75%
PHILIPPEVILLE	+2,58%	+0,91%	+1,04%	+0,64%
MOUSCRON	+2,54%	+0,49%	+1,26%	+0,79%
MAASEIK	+2,44%	+0,66%	+1,06%	+0,72%
HASSELT	+2,26%	+0,87%	+0,88%	+0,51%
TONGEREN	+2,24%	+0,74%	+0,94%	+0,56%
NAMUR	+2,04%	+1,00%	+0,56%	+0,48%
HUY	+2,02%	+0,66%	+0,77%	+0,60%
BRUGGE	+2,01%	+0,99%	+0,63%	+0,38%
SINT-NIKLAAS	+1,91%	+0,52%	+0,94%	+0,45%
TURNHOUT	+1,91%	+0,61%	+0,87%	+0,43%
DENDERMONDE	+1,89%	+0,50%	+0,79%	+0,61%
ANTWERPEN	+1,80%	+0,68%	+0,77%	+0,34%
AALST	+1,77%	+0,66%	+0,79%	+0,33%
EKLO	+1,65%	+0,80%	+0,59%	+0,26%
OUDENAARDE	+1,58%	+0,50%	+0,79%	+0,29%
MECHELEN	+1,53%	+0,56%	+0,64%	+0,33%
GENT	+1,47%	+0,63%	+0,54%	+0,30%
TIELT	+1,45%	+0,46%	+0,55%	+0,45%
HALLE/VILVOORDE	+1,34%	+0,51%	+0,48%	+0,35%
IEPER	+1,28%	+0,50%	+0,44%	+0,33%
LEUVEN	+1,21%	+0,62%	+0,37%	+0,22%
DIKSMUIDE	+1,17%	+0,42%	+0,56%	+0,19%
KORTRIJK	+1,08%	+0,34%	+0,52%	+0,21%
ROESELARE	+0,69%	+0,46%	+0,30%	-0,08%
NIVELLES	+0,62%	+0,27%	+0,31%	+0,04%
BRUXELLES/BRUSSEL	+0,40%	+0,32%	+0,26%	-0,19%

arrondissement	Évolution 2007 - 2013			
	Total	Troubles mentaux	Maladies du syst. Locomoteur	Autres pathologies
NEUFCHATEAU	+1,38%	+0,33%	+0,54%	+0,51%
THUIN	+1,27%	+0,42%	+0,21%	+0,64%
DINANT	+1,19%	+0,49%	+0,37%	+0,33%
WAREMME	+1,07%	+0,10%	+0,71%	+0,27%
MAASEIK	+1,04%	+0,28%	+0,31%	+0,45%
BASTOGNE	+0,95%	+0,22%	+0,80%	-0,07%
VEURNE	+0,93%	+0,28%	+0,52%	+0,12%
PHILIPPEVILLE	+0,88%	+0,40%	+0,48%	+0,00%
LIEGE	+0,85%	+0,24%	+0,40%	+0,20%
VIRTON	+0,84%	+0,32%	+0,58%	-0,05%
HUY	+0,67%	+0,13%	+0,30%	+0,24%
SOIGNIES	+0,67%	+0,35%	+0,11%	+0,21%
IEPER	+0,66%	+0,18%	+0,20%	+0,27%
TOURNAI	+0,63%	+0,15%	+0,36%	+0,12%
HASSELT	+0,62%	+0,29%	+0,35%	-0,03%
MARCHE-EN-FAMENNE	+0,60%	+0,11%	+0,24%	+0,25%
MONS	+0,58%	+0,15%	+0,22%	+0,21%
DENDERMONDE	+0,56%	+0,05%	+0,24%	+0,26%
VERVIERS	+0,53%	+0,18%	+0,27%	+0,08%
ANTWERPEN	+0,52%	+0,16%	+0,22%	+0,13%
BRUGGE	+0,41%	+0,05%	+0,08%	+0,29%
TURNHOUT	+0,38%	+0,14%	+0,21%	+0,04%
HALLE/VILVOORDE	+0,33%	+0,08%	+0,10%	+0,15%
OOSTENDE	+0,33%	+0,35%	+0,26%	-0,28%
NAMUR	+0,31%	+0,29%	+0,09%	-0,07%
AALST	+0,30%	+0,12%	+0,20%	-0,02%
SINT-NIKLAAS	+0,30%	+0,05%	+0,31%	-0,07%
GENT	+0,29%	+0,05%	+0,09%	+0,16%
KORTRIJK	+0,28%	+0,03%	+0,05%	+0,20%
CHARLEROI	+0,24%	+0,39%	-0,03%	-0,12%
NIVELLES	+0,21%	+0,18%	+0,10%	-0,07%
MOUSCRON	+0,16%	-0,05%	-0,10%	+0,32%
MECHELEN	+0,14%	+0,01%	+0,17%	-0,03%
OUDENAARDE	+0,11%	+0,13%	+0,22%	-0,23%
EKKLO	+0,09%	+0,15%	+0,05%	-0,12%
BRUXELLES/BRUSSEL	+0,06%	-0,03%	+0,12%	-0,04%
DIKSMUIDE	+0,00%	+0,04%	-0,06%	+0,02%
TONGEREN	+0,00%	+0,12%	+0,01%	-0,14%
ROESELARE	-0,03%	+0,12%	+0,00%	-0,16%
LEUVEN	-0,19%	+0,02%	-0,02%	-0,19%
ARLON	-0,25%	+0,25%	-0,25%	-0,26%
ATH	-0,31%	+0,05%	-0,10%	-0,26%
TIELT	-0,36%	+0,13%	-0,12%	-0,36%

Annexe 30: Taux d'invalidité par catégorie de pathologies en 2013 - Régime salariés



Annexe 31: Taux d'invalidité par catégorie de pathologies en 2013 - Régime indépendants



Annexe 32: Estimation de la fonction de survie en invalidité par province

P(T>t)											
Durée (en trimestres)	Anvers	Brab. Flamand	Brab. Wallon	Bruxelles	Flandre Orientale	Flandre Occ.	Hainaut	Limbourg	Liège	Lux.	Namur
1	0,93	0,92	0,92	0,94	0,93	0,92	0,95	0,93	0,93	0,91	0,93
4	0,75	0,73	0,74	0,78	0,75	0,76	0,79	0,77	0,75	0,74	0,74
8	0,65	0,64	0,65	0,68	0,68	0,68	0,71	0,69	0,66	0,64	0,63
12	0,6	0,59	0,58	0,63	0,63	0,63	0,66	0,64	0,6	0,6	0,58
16	0,57	0,55	0,56	0,6	0,6	0,59	0,61	0,6	0,56	0,56	0,54
20	0,53	0,52	0,52	0,56	0,55	0,56	0,57	0,57	0,52	0,51	0,49
24	0,5	0,49	0,49	0,52	0,52	0,53	0,54	0,54	0,49	0,49	0,47
28	0,48	0,46	0,46	0,48	0,48	0,49	0,51	0,52	0,46	0,46	0,42
32	0,44	0,42	0,44	0,47	0,44	0,46	0,47	0,48	0,43	0,4	0,41
36	0,41	0,39	0,43	0,43	0,41	0,43	0,44	0,43	0,4	0,36	0,38
40	0,37	0,39	0,42	0,42	0,38	0,39	0,42	0,41	0,38	0,32	0,35
44	0,34	0,38	0,42	0,38	0,35	0,38	0,41	0,39	0,34	-	0,26

Annexe 33: Tableau reprenant les différentes variables à l'intérieur de chaque groupe

	Total	Salariés	Demandeurs d'emploi	Indépendants
Régression 1	Arrondissement	Arrondissement	Arrondissement	Arrondissement
Régression 2	sexe, âge, position dans le ménage et nationalité	sexe-statut social, âge, position dans le ménage et nationalité	sexe-statut social, âge, position dans le ménage et nationalité	Sexe, âge, position dans le ménage et nationalité
Régression 3	Statut socio-économique (salarié, dem. d'emploi, indépendant ou inactif)	secteur d'activité, nombre de trimestres de chômage dans le passé, expérience, secteur public/privé, salaire journalier, équivalent temps plein	secteur d'activité, secteur public/privé, ancienneté du chômage, revenu annuel.	Ancienneté du statut d'indépendant, Nombre de trimestres de chômage dans le passé, revenu annuel
Régression 4	nombre de trimestres précédents en incapacité primaire, allocation du CPAS, FBZ, FAO ou FODSZ	nombre de trimestres précédents en incapacité primaire, allocation du CPAS, FBZ, FAO ou FODSZ	nombre de trimestres précédents en incapacité primaire, allocation du CPAS, FBZ ou FODSZ	nombre de trimestres précédents en incapacité primaire, allocation du CPAS, FBZ ou FODSZ

Annexe 34: Résultats des estimations économétriques pour les données individuelles - Toutes catégories socio-économiques confondues

Arrondissement	Total		Troubles mentaux		Maladies du syst. Locomoteur		Autres pathologies	
	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle
Aalst	0.00709 (0.000484)	0.00475 (0.000364)	0.00170 (0.000237)	0.00109 (0.000170)	0.00256 (0.000292)	0.00143 (0.000185)	0.00283 (0.000306)	0.00194 (0.000229)
Antwerpen	0.00617 (0.000235)	0.00445 (0.000189)	0.00194 (0.000132)	0.00135 (0.000103)	0.00207 (0.000136)	0.00127 (9.60e-05)	0.00216 (0.000139)	0.00156 (0.000110)
Arlon	0.00328 (0.000683)	0.00318 (0.000714)	0.000571 (0.000285)	0.000389 (0.000222)	0.00143 (0.000451)	0.00142 (0.000478)	0.00128 (0.000428)	0.00130 (0.000455)
Ath	0.0104 (0.00106)	0.00676 (0.000777)	0.00210 (0.000481)	0.00123 (0.000312)	0.00375 (0.000643)	0.00212 (0.000410)	0.00453 (0.000705)	0.00301 (0.000517)
Bastogne	0.00692 (0.00116)	0.00573 (0.00105)	0.00217 (0.000655)	0.00159 (0.000528)	0.00217 (0.000655)	0.00155 (0.000519)	0.00257 (0.000712)	0.00225 (0.000652)
Brugge	0.00627 (0.000465)	0.00455 (0.000369)	0.00208 (0.000268)	0.00152 (0.000215)	0.00152 (0.000230)	0.000902 (0.000150)	0.00267 (0.000304)	0.00191 (0.000235)
Brussel/Bruxelles	0.00604 (0.000216)	0.00429 (0.000177)	0.00252 (0.000140)	0.00153 (0.000100)	0.00154 (0.000110)	0.00103 (8.42e-05)	0.00198 (0.000124)	0.00146 (0.000102)
Charleroi	0.0128 (0.000521)	0.00761 (0.000362)	0.00496 (0.000326)	0.00256 (0.000199)	0.00393 (0.000290)	0.00212 (0.000183)	0.00388 (0.000289)	0.00237 (0.000199)
Dendermonde	0.00661 (0.000547)	0.00454 (0.000417)	0.00146 (0.000258)	0.000995 (0.000192)	0.00274 (0.000353)	0.00158 (0.000229)	0.00242 (0.000332)	0.00164 (0.000246)
Diksmuide	0.00996 (0.00132)	0.00722 (0.00106)	0.00231 (0.000641)	0.00164 (0.000507)	0.00302 (0.000733)	0.00173 (0.000473)	0.00463 (0.000905)	0.00343 (0.000718)
Dinant	0.00750 (0.000820)	0.00484 (0.000595)	0.00262 (0.000486)	0.00157 (0.000326)	0.00154 (0.000372)	0.000823 (0.000224)	0.00334 (0.000548)	0.00225 (0.000405)
Eeklo	0.00849 (0.000958)	0.00565 (0.000712)	0.00196 (0.000462)	0.00127 (0.000335)	0.00327 (0.000595)	0.00180 (0.000370)	0.00327 (0.000595)	0.00221 (0.000436)
Gent	0.00616 (0.000321)	0.00446 (0.000258)	0.00184 (0.000176)	0.00127 (0.000135)	0.00170 (0.000169)	0.00103 (0.000115)	0.00261 (0.000210)	0.00190 (0.000166)
Halle-Vilvoorde	0.00587 (0.000298)	0.00434 (0.000243)	0.00173 (0.000162)	0.00133 (0.000135)	0.00173 (0.000162)	0.00101 (0.000108)	0.00241 (0.000191)	0.00177 (0.000152)
Hasselt	0.00834 (0.000423)	0.00550 (0.000317)	0.00216 (0.000216)	0.00135 (0.000153)	0.00276 (0.000244)	0.00148 (0.000152)	0.00341 (0.000271)	0.00235 (0.000206)
Huy	0.0106 (0.000947)	0.00698 (0.000697)	0.00443 (0.000613)	0.00275 (0.000425)	0.00272 (0.000481)	0.00153 (0.000303)	0.00349 (0.000544)	0.00228 (0.000392)
Ieper	0.00723 (0.000786)	0.00521 (0.000622)	0.00189 (0.000403)	0.00138 (0.000321)	0.00284 (0.000494)	0.00170 (0.000329)	0.00250 (0.000463)	0.00175 (0.000351)
Kortrijk	0.00641 (0.000445)	0.00464 (0.000356)	0.00165 (0.000226)	0.00125 (0.000185)	0.00196 (0.000247)	0.00114 (0.000161)	0.00280 (0.000295)	0.00201 (0.000230)
Leuven	0.00641 (0.000343)	0.00479 (0.000282)	0.00220 (0.000202)	0.00168 (0.000168)	0.00187 (0.000186)	0.00114 (0.000127)	0.00233 (0.000208)	0.00174 (0.000166)
Lihge	0.0103 (0.000393)	0.00606 (0.000272)	0.00405 (0.000248)	0.00206 (0.000151)	0.00245 (0.000193)	0.00125 (0.000116)	0.00376 (0.000239)	0.00237 (0.000170)
Maaseik	0.00733 (0.000515)	0.00515 (0.000405)	0.00164 (0.000244)	0.00110 (0.000184)	0.00248 (0.000300)	0.00140 (0.000194)	0.00324 (0.000343)	0.00235 (0.000271)
Marche-En-Famenne	0.00974 (0.00132)	0.00571 (0.000892)	0.00234 (0.000649)	0.00124 (0.000394)	0.00180 (0.000570)	0.000829 (0.000303)	0.00559 (0.00100)	0.00348 (0.000699)
Mechelen	0.00654 (0.000419)	0.00477 (0.000335)	0.00197 (0.000231)	0.00146 (0.000185)	0.00249 (0.000259)	0.00149 (0.000174)	0.00208 (0.000237)	0.00150 (0.000183)
Mons	0.0126 (0.000686)	0.00766 (0.000478)	0.00419 (0.000397)	0.00208 (0.000230)	0.00423 (0.000399)	0.00239 (0.000258)	0.00419 (0.000397)	0.00265 (0.000279)
Mouscron	0.00633 (0.000911)	0.00394 (0.000644)	0.00132 (0.000417)	0.000704 (0.000257)	0.00211 (0.000527)	0.00108 (0.000312)	0.00290 (0.000618)	0.00196 (0.000454)

Namur	0.00813 (0.000495)	0.00516 (0.000356)	0.00255 (0.000278)	0.00142 (0.000177)	0.00243 (0.000271)	0.00134 (0.000171)	0.00316 (0.000309)	0.00210 (0.000227)
Neufchâteau	0.00748 (0.00109)	0.00537 (0.000866)	0.00175 (0.000528)	0.00112 (0.000376)	0.00239 (0.000616)	0.00150 (0.000433)	0.00334 (0.000728)	0.00248 (0.000586)
Nivelles	0.00602 (0.000376)	0.00418 (0.000292)	0.00166 (0.000198)	0.00108 (0.000144)	0.00190 (0.000212)	0.00111 (0.000141)	0.00246 (0.000241)	0.00176 (0.000187)
Oostende	0.00772 (0.000717)	0.00503 (0.000520)	0.00289 (0.000440)	0.00189 (0.000318)	0.00228 (0.000391)	0.00126 (0.000240)	0.00255 (0.000413)	0.00160 (0.000285)
Oudenaarde	0.00764 (0.000769)	0.00546 (0.000605)	0.00172 (0.000365)	0.00126 (0.000289)	0.00257 (0.000447)	0.00149 (0.000290)	0.00335 (0.000510)	0.00238 (0.000393)
Philippeville	0.00560 (0.000906)	0.00319 (0.000589)	0.00147 (0.000466)	0.000674 (0.000249)	0.00103 (0.000390)	0.000470 (0.000205)	0.00309 (0.000674)	0.00197 (0.000472)
Roeselare	0.00662 (0.000637)	0.00475 (0.000505)	0.00179 (0.000333)	0.00140 (0.000278)	0.00210 (0.000360)	0.00116 (0.000227)	0.00272 (0.000410)	0.00197 (0.000319)
Sint-Niklaas	0.00648 (0.000490)	0.00457 (0.000383)	0.00138 (0.000226)	0.000956 (0.000172)	0.00253 (0.000307)	0.00147 (0.000202)	0.00257 (0.000309)	0.00182 (0.000238)
Soignies	0.0101 (0.000701)	0.00636 (0.000500)	0.00340 (0.000409)	0.00198 (0.000268)	0.00306 (0.000388)	0.00164 (0.000236)	0.00360 (0.000421)	0.00234 (0.000300)
Thuin	0.0112 (0.000842)	0.00689 (0.000590)	0.00379 (0.000492)	0.00209 (0.000311)	0.00263 (0.000411)	0.00136 (0.000242)	0.00475 (0.000551)	0.00305 (0.000391)
Tielt	0.00560 (0.000721)	0.00406 (0.000572)	0.00149 (0.000373)	0.00118 (0.000316)	0.00159 (0.000384)	0.000893 (0.000239)	0.00252 (0.000484)	0.00181 (0.000373)
Tongeren	0.00765 (0.000575)	0.00531 (0.000447)	0.00239 (0.000322)	0.00158 (0.000241)	0.00283 (0.000350)	0.00167 (0.000233)	0.00243 (0.000325)	0.00168 (0.000246)
Tournai	0.00832 (0.000732)	0.00551 (0.000544)	0.00221 (0.000379)	0.00126 (0.000246)	0.00260 (0.000411)	0.00148 (0.000266)	0.00351 (0.000477)	0.00247 (0.000363)
Turnhout	0.00659 (0.000357)	0.00455 (0.000275)	0.00128 (0.000158)	0.000872 (0.000118)	0.00280 (0.000233)	0.00157 (0.000151)	0.00251 (0.000220)	0.00175 (0.000167)
Verviers	0.00765 (0.000496)	0.00517 (0.000375)	0.00237 (0.000277)	0.00145 (0.000191)	0.00305 (0.000314)	0.00184 (0.000214)	0.00224 (0.000269)	0.00152 (0.000199)
Veurne	0.00535 (0.000958)	0.00346 (0.000695)	0.00121 (0.000456)	0.000808 (0.000334)	0.00138 (0.000488)	0.000709 (0.000286)	0.00276 (0.000689)	0.00182 (0.000497)
Virton	0.00471 (0.000904)	0.00416 (0.000859)	0.000872 (0.000390)	0.000636 (0.000308)	0.00192 (0.000578)	0.00162 (0.000526)	0.00192 (0.000578)	0.00168 (0.000542)
Waremmme	0.00835 (0.00102)	0.00561 (0.000762)	0.00287 (0.000597)	0.00186 (0.000428)	0.00237 (0.000543)	0.00134 (0.000345)	0.00312 (0.000622)	0.00214 (0.000465)
Observations	1209863	1209863	1209863	1209863	1209863	1209863	1209863	1209863
Pseudo R2	0.0053	0.0944	0.0100	0.1015	0.0055	0.0942	0.0045	0.0689

Annexe 35: Résultats des estimations économétriques pour les données individuelles - Salariés :

Arrondissement	Total		Troubles mentaux		Maladies du syst. Locomoteur		Autres pathologies	
	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle
Aalst	0.00635 (0.000553)	0.00390 (0.000415)	0.00107 (0.000227)	0.000667 (0.000165)	0.00257 (0.000352)	0.00104 (0.000187)	0.00271 (0.000362)	0.00179 (0.000284)
Antwerpen	0.00626 (0.000305)	0.00421 (0.000235)	0.00184 (0.000166)	0.00125 (0.000126)	0.00220 (0.000181)	0.00101 (0.000106)	0.00222 (0.000182)	0.00156 (0.000142)
Arlon	0.00387 (0.00173)	0.00182 (0.000980)						
Ath	0.0119 (0.00148)	0.00757 (0.00107)	0.00223 (0.000642)	0.00147 (0.000461)	0.00427 (0.000888)	0.00171 (0.000434)	0.00538 (0.000996)	0.00377 (0.000768)
Bastogne	0.0103 (0.00229)	0.00592 (0.00150)	0.00258 (0.00115)	0.00153 (0.000763)	0.00464 (0.00154)	0.00171 (0.000682)	0.00309 (0.00126)	0.00197 (0.000876)
Brugge	0.00617 (0.000586)	0.00352 (0.000403)	0.00151 (0.000291)	0.000948 (0.000211)	0.00174 (0.000312)	0.000606 (0.000137)	0.00291 (0.000404)	0.00177 (0.000291)
Brussel/Bruxelles	0.00621 (0.000333)	0.00468 (0.000533)	0.00234 (0.000205)	0.00154 (0.000312)	0.00182 (0.000181)	0.000957 (0.000204)	0.00205 (0.000192)	0.00172 (0.000320)
Charleroi	0.0111 (0.000678)	0.00668 (0.000676)	0.00348 (0.000382)	0.00215 (0.000393)	0.00416 (0.000417)	0.00162 (0.000294)	0.00344 (0.000379)	0.00226 (0.000384)
Dendermonde	0.00625 (0.000642)	0.00372 (0.000476)	0.00153 (0.000318)	0.00107 (0.000262)	0.00239 (0.000398)	0.000868 (0.000194)	0.00233 (0.000393)	0.00142 (0.000290)
Diksmuide	0.00916 (0.00159)	0.00517 (0.00106)	0.00222 (0.000784)	0.00139 (0.000578)	0.00194 (0.000733)	0.000558 (0.000262)	0.00499 (0.00117)	0.00317 (0.000853)
Dinant	0.00620 (0.00100)	0.00353 (0.000654)	0.00196 (0.000565)	0.00120 (0.000386)	0.00163 (0.000516)	0.000573 (0.000214)	0.00261 (0.000652)	0.00165 (0.000459)
Eeklo	0.00815 (0.00117)	0.00456 (0.000787)	0.00187 (0.000562)	0.00110 (0.000396)	0.00305 (0.000719)	0.00112 (0.000328)	0.00322 (0.000738)	0.00189 (0.000503)
Gent	0.00596 (0.000396)	0.00407 (0.000328)	0.00159 (0.000205)	0.00112 (0.000170)	0.00191 (0.000225)	0.000854 (0.000131)	0.00246 (0.000255)	0.00176 (0.000216)
Halle-Vilvoorde	0.00552 (0.000360)	0.00394 (0.000338)	0.00170 (0.000200)	0.00124 (0.000190)	0.00177 (0.000204)	0.000900 (0.000145)	0.00205 (0.000220)	0.00145 (0.000201)
Hasselt	0.00737 (0.000505)	0.00425 (0.000338)	0.00184 (0.000253)	0.00114 (0.000176)	0.00264 (0.000303)	0.000909 (0.000133)	0.00289 (0.000316)	0.00185 (0.000225)
Huy	0.00990 (0.00120)	0.00654 (0.000908)	0.00429 (0.000794)	0.00288 (0.000607)	0.00296 (0.000660)	0.00126 (0.000340)	0.00266 (0.000626)	0.00189 (0.000487)
Ieper	0.00601 (0.000883)	0.00343 (0.000602)	0.00144 (0.000433)	0.00105 (0.000354)	0.00248 (0.000569)	0.000815 (0.000240)	0.00209 (0.000522)	0.00124 (0.000359)
Kortrijk	0.00601 (0.000523)	0.00356 (0.000383)	0.00124 (0.000238)	0.000870 (0.000193)	0.00206 (0.000307)	0.000708 (0.000140)	0.00271 (0.000352)	0.00171 (0.000271)
Leuven	0.00643 (0.000422)	0.00460 (0.000395)	0.00189 (0.000229)	0.00135 (0.000211)	0.00225 (0.000250)	0.00114 (0.000179)	0.00228 (0.000252)	0.00165 (0.000231)
Lihge	0.00879 (0.000504)	0.00528 (0.000499)	0.00288 (0.000289)	0.00169 (0.000286)	0.00274 (0.000282)	0.00104 (0.000185)	0.00317 (0.000303)	0.00218 (0.000329)
Maaseik	0.00777 (0.000707)	0.00422 (0.000448)	0.00123 (0.000282)	0.000739 (0.000190)	0.00272 (0.000419)	0.000840 (0.000163)	0.00382 (0.000497)	0.00232 (0.000340)
Marche-En-Famenne	0.00831 (0.00169)	0.00418 (0.000994)	0.00208 (0.000847)	0.00128 (0.000564)	0.00208 (0.000847)	0.000591 (0.000298)	0.00416 (0.00120)	0.00220 (0.000729)
Mechelen	0.00679 (0.000518)	0.00464 (0.000435)	0.00171 (0.000260)	0.00127 (0.000229)	0.00266 (0.000325)	0.00121 (0.000197)	0.00242 (0.000310)	0.00164 (0.000254)
Mons	0.0110 (0.000903)	0.00705 (0.000815)	0.00284 (0.000461)	0.00179 (0.000396)	0.00487 (0.000602)	0.00208 (0.000409)	0.00329 (0.000496)	0.00233 (0.000461)
Mouscron	0.00642 (0.00128)	0.00343 (0.000789)	0.000770 (0.000444)	0.000482 (0.000298)	0.00257 (0.000811)	0.000761 (0.000297)	0.00308 (0.000888)	0.00189 (0.000608)
Namur	0.00686 (0.000602)	0.00454 (0.000473)	0.00176 (0.000305)	0.00113 (0.000226)	0.00223 (0.000344)	0.000970 (0.000190)	0.00287 (0.000390)	0.00210 (0.000330)
Neufchâteau	0.00798 (0.00159)	0.00446 (0.00102)	0.000958 (0.000553)	0.000481 (0.000318)	0.00224 (0.000844)	0.000678 (0.000318)	0.00479 (0.00123)	0.00315 (0.000899)

Nivelles	0.00624 (0.000517)	0.00463 (0.000439)	0.00177 (0.000276)	0.00120 (0.000212)	0.00194 (0.000289)	0.00103 (0.000188)	0.00254 (0.000330)	0.00201 (0.000292)
Oostende	0.00722 (0.000886)	0.00396 (0.000554)	0.00263 (0.000535)	0.00161 (0.000366)	0.00263 (0.000535)	0.000903 (0.000221)	0.00197 (0.000464)	0.00111 (0.000290)
Oudenaarde	0.00770 (0.000951)	0.00476 (0.000685)	0.00142 (0.000410)	0.00101 (0.000318)	0.00261 (0.000555)	0.000966 (0.000255)	0.00367 (0.000658)	0.00239 (0.000491)
Philippeville	0.00508 (0.00119)	0.00277 (0.000748)	0.00113 (0.000564)	0.000650 (0.000359)	0.00141 (0.000631)	0.000409 (0.000227)	0.00254 (0.000846)	0.00168 (0.000614)
Roeselare	0.00578 (0.000720)	0.00331 (0.000507)	0.00172 (0.000393)	0.00124 (0.000332)	0.00181 (0.000403)	0.000564 (0.000166)	0.00226 (0.000451)	0.00141 (0.000331)
Sint-Niklaas	0.00670 (0.000612)	0.00411 (0.000445)	0.00141 (0.000281)	0.000964 (0.000217)	0.00264 (0.000385)	0.00103 (0.000192)	0.00264 (0.000385)	0.00168 (0.000283)
Soignies	0.00861 (0.000871)	0.00550 (0.000659)	0.00302 (0.000517)	0.00208 (0.000415)	0.00266 (0.000486)	0.00103 (0.000238)	0.00293 (0.000509)	0.00203 (0.000403)
Thuin	0.0107 (0.00113)	0.00652 (0.000814)	0.00301 (0.000601)	0.00198 (0.000450)	0.00289 (0.000589)	0.00104 (0.000267)	0.00481 (0.000759)	0.00320 (0.000584)
Tielt	0.00503 (0.000836)	0.00281 (0.000549)	0.00140 (0.000442)	0.00102 (0.000361)	0.00112 (0.000395)	0.000306 (0.000133)	0.00252 (0.000592)	0.00152 (0.000415)
Tongeren	0.00707 (0.000739)	0.00383 (0.000462)	0.00179 (0.000372)	0.00110 (0.000255)	0.00311 (0.000491)	0.00104 (0.000202)	0.00218 (0.000411)	0.00123 (0.000260)
Tournai	0.00807 (0.000968)	0.00490 (0.000663)	0.00164 (0.000437)	0.00105 (0.000305)	0.00246 (0.000535)	0.000891 (0.000234)	0.00398 (0.000681)	0.00269 (0.000503)
Turnhout	0.00636 (0.000432)	0.00370 (0.000316)	0.00124 (0.000192)	0.000803 (0.000147)	0.00269 (0.000282)	0.000954 (0.000140)	0.00243 (0.000267)	0.00149 (0.000200)
Verviers	0.00852 (0.000742)	0.00493 (0.000500)	0.00267 (0.000416)	0.00164 (0.000294)	0.00377 (0.000495)	0.00142 (0.000232)	0.00208 (0.000368)	0.00129 (0.000252)
Veurne	0.00576 (0.00132)	0.00292 (0.000762)	0.00152 (0.000677)	0.000843 (0.000421)	0.00121 (0.000606)	0.000314 (0.000191)	0.00303 (0.000957)	0.00178 (0.000612)
Virton	0.00651 (0.00187)	0.00347 (0.00116)	0.000543 (0.000543)	0.000320 (0.000339)	0.00380 (0.00143)	0.00132 (0.000618)	0.00217 (0.00108)	0.00128 (0.000713)
Waremmme	0.00807 (0.00127)	0.00515 (0.000930)	0.00262 (0.000726)	0.00179 (0.000550)	0.00242 (0.000698)	0.000967 (0.000342)	0.00303 (0.000780)	0.00203 (0.000582)
Observations	702,694	702,694	701,401	701,401	701,401	701,401	701,401	701,401
Pseudo R2	0.0053	0.0944	0.0100	0.1015	0.0055	0.0942	0.0045	0.0689

Note: Erreurs standards entre parenthèses

Annexe 36: Résultats des estimations économétriques pour les données individuelles - Demandeurs d'emploi

Arrondissement	Total		Troubles mentaux		Maladies du syst. Locomoteur		Autres pathologies	
	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle
Aalst	0.0259 (0.00410)	0.0197 (0.00374)	0.00930 (0.00247)	0.00803 (0.00251)	0.00997 (0.00256)	0.00645 (0.00203)	0.00664 (0.00209)	0.00464 (0.00159)
Antwerpen	0.0222 (0.00181)	0.0181 (0.00201)	0.00801 (0.00110)	0.00665 (0.00138)	0.00771 (0.00108)	0.00550 (0.00114)	0.00650 (0.000988)	0.00514 (0.000838)
Arlon	0.0175 (0.00654)	0.0142 (0.00587)	0.00748 (0.00430)	0.00531 (0.00353)	0.00748 (0.00430)	0.00497 (0.00325)	0.00249 (0.00249)	0.00229 (0.00224)
Ath	0.0260 (0.00513)	0.0213 (0.00452)	0.00520 (0.00232)	0.00400 (0.00197)	0.00832 (0.00293)	0.00576 (0.00236)	0.0125 (0.00358)	0.0100 (0.00306)
Bastogne	0.0122 (0.00606)	0.00858 (0.00462)	0.00915 (0.00526)	0.00666 (0.00422)	0.00305 (0.00304)	0.00166 (0.00186)		
Brugge	0.0215 (0.00433)	0.0155 (0.00429)	0.0107 (0.00308)	0.00884 (0.00302)	0.00447 (0.00200)	0.00264 (0.00137)	0.00626 (0.00236)	0.00420 (0.00174)
Brussel/Bruxelles	0.0156 (0.000930)	0.0140 (0.00129)	0.00737 (0.000641)	0.00579 (0.00102)	0.00365 (0.000452)	0.00281 (0.000566)	0.00461 (0.000508)	0.00399 (0.000476)
Charleroi	0.0312 (0.00194)	0.0252 (0.00230)	0.0145 (0.00133)	0.0101 (0.00174)	0.00749 (0.000963)	0.00525 (0.00105)	0.00924 (0.00107)	0.00721 (0.000911)
Dendermonde	0.0223 (0.00493)	0.0154 (0.00390)	0.00557 (0.00249)	0.00438 (0.00215)	0.0100 (0.00333)	0.00566 (0.00225)	0.00669 (0.00272)	0.00432 (0.00194)
Diksmuide	0.0282 (0.0113)	0.0198 (0.00894)	0.00939 (0.00661)	0.00639 (0.00531)	0.00469 (0.00468)	0.00248 (0.00271)	0.0141 (0.00807)	0.00949 (0.00600)
Dinant	0.0227 (0.00424)	0.0174 (0.00355)	0.00973 (0.00280)	0.00679 (0.00237)	0.00568 (0.00214)	0.00384 (0.00167)	0.00730 (0.00242)	0.00562 (0.00200)
Eeklo	0.0247 (0.00736)	0.0177 (0.00586)	0.00449 (0.00317)	0.00384 (0.00290)	0.0157 (0.00590)	0.00902 (0.00408)	0.00449 (0.00317)	0.00282 (0.00217)
Gent	0.0231 (0.00270)	0.0183 (0.00268)	0.0101 (0.00180)	0.00805 (0.00193)	0.00487 (0.00125)	0.00320 (0.00102)	0.00812 (0.00162)	0.00624 (0.00133)
Halle-Vilvoorde	0.0259 (0.00308)	0.0215 (0.00305)	0.00863 (0.00179)	0.00739 (0.00194)	0.00675 (0.00159)	0.00432 (0.00129)	0.0105 (0.00198)	0.00859 (0.00172)
Hasselt	0.0332 (0.00332)	0.0242 (0.00338)	0.00925 (0.00177)	0.00691 (0.00176)	0.0110 (0.00193)	0.00632 (0.00155)	0.0130 (0.00210)	0.00978 (0.00172)
Huy	0.0274 (0.00456)	0.0207 (0.00383)	0.0109 (0.00291)	0.00772 (0.00248)	0.00547 (0.00206)	0.00358 (0.00157)	0.0109 (0.00291)	0.00892 (0.00251)
Ieper	0.0353 (0.00796)	0.0267 (0.00667)	0.0130 (0.00489)	0.0111 (0.00470)	0.0167 (0.00553)	0.0111 (0.00428)	0.00558 (0.00321)	0.00329 (0.00214)
Kortrijk	0.0304 (0.00485)	0.0230 (0.00478)	0.0120 (0.00307)	0.0110 (0.00332)	0.00639 (0.00225)	0.00373 (0.00157)	0.0120 (0.00307)	0.00882 (0.00246)
Leuven	0.0218 (0.00333)	0.0181 (0.00347)	0.0125 (0.00253)	0.0116 (0.00295)	0.00260 (0.00116)	0.00170 (0.000863)	0.00676 (0.00187)	0.00529 (0.00155)
Lihge	0.0279 (0.00166)	0.0218 (0.00172)	0.0129 (0.00114)	0.00866 (0.00150)	0.00578 (0.000764)	0.00399 (0.000816)	0.00923 (0.000963)	0.00723 (0.000824)
Maaseik	0.0304 (0.00462)	0.0225 (0.00395)	0.0109 (0.00279)	0.00883 (0.00275)	0.0116 (0.00288)	0.00673 (0.00210)	0.00870 (0.00250)	0.00617 (0.00194)
Marche-En-Famenne	0.0316 (0.00696)	0.0230 (0.00566)	0.00633 (0.00315)	0.00360 (0.00214)	0.00316 (0.00223)	0.00164 (0.00132)	0.0222 (0.00585)	0.0165 (0.00470)
Mechelen	0.0179 (0.00324)	0.0133 (0.00307)	0.00775 (0.00214)	0.00690 (0.00222)	0.00775 (0.00214)	0.00465 (0.00161)	0.00239 (0.00119)	0.00170 (0.000902)
Mons	0.0315 (0.00256)	0.0248 (0.00266)	0.0127 (0.00164)	0.00818 (0.00166)	0.00793 (0.00130)	0.00576 (0.00130)	0.0109 (0.00152)	0.00846 (0.00129)
Mouscron	0.0201 (0.00469)	0.0151 (0.00388)	0.00558 (0.00249)	0.00391 (0.00202)	0.00558 (0.00249)	0.00331 (0.00176)	0.00893 (0.00314)	0.00624 (0.00241)
Namur	0.0269 (0.00263)	0.0213 (0.00231)	0.0100 (0.00162)	0.00704 (0.00160)	0.00791 (0.00144)	0.00558 (0.00135)	0.00896 (0.00153)	0.00708 (0.00130)
Neufchâteau	0.0217 (0.00648)	0.0171 (0.00562)	0.00791 (0.00394)	0.00604 (0.00335)	0.00395 (0.00279)	0.00263 (0.00207)	0.00988 (0.00440)	0.00776 (0.00373)
Nivelles	0.0159 (0.00213)	0.0126 (0.00184)	0.00434 (0.00112)	0.00308 (0.000991)	0.00463 (0.00115)	0.00313 (0.000969)	0.00694 (0.00141)	0.00575 (0.00125)
Oostende	0.0235 (0.00484)	0.0162 (0.00437)	0.0102 (0.00321)	0.00852 (0.00309)	0.00510 (0.00228)	0.00298 (0.00159)	0.00816 (0.00287)	0.00530 (0.00206)
Oudenaarde	0.0348 (0.00764)	0.0274 (0.00664)	0.0122 (0.00457)	0.0104 (0.00436)	0.0122 (0.00457)	0.00765 (0.00331)	0.0104 (0.00424)	0.00740 (0.00321)
Philippeville	0.0126	0.00848	0.00314	0.00156	0.00105	0.000538	0.00838	0.00613

	(0.00360)	(0.00273)	(0.00181)	(0.00108)	(0.00105)	(0.000600)	(0.00295)	(0.00234)
Roeselare	0.0307	0.0213	0.00768	0.00611	0.00576	0.00351	0.0173	0.0122
	(0.00756)	(0.00616)	(0.00382)	(0.00331)	(0.00331)	(0.00223)	(0.00571)	(0.00441)
Sint-Niklaas	0.0228	0.0171	0.00652	0.00552	0.00896	0.00560	0.00733	0.00523
	(0.00426)	(0.00391)	(0.00230)	(0.00221)	(0.00269)	(0.00201)	(0.00244)	(0.00188)
Soignies	0.0250	0.0196	0.00919	0.00665	0.00772	0.00524	0.00809	0.00608
	(0.00299)	(0.00274)	(0.00183)	(0.00172)	(0.00168)	(0.00145)	(0.00172)	(0.00140)
Thuin	0.0273	0.0214	0.0128	0.00889	0.00484	0.00302	0.00968	0.00746
	(0.00342)	(0.00323)	(0.00236)	(0.00220)	(0.00146)	(0.00111)	(0.00205)	(0.00170)
Tielt	0.0287	0.0223	0.0115	0.00935	0.00575	0.00309	0.0115	0.00870
	(0.00896)	(0.00767)	(0.00571)	(0.00532)	(0.00405)	(0.00248)	(0.00571)	(0.00459)
Tongeren	0.0355	0.0251	0.0159	0.0119	0.00983	0.00565	0.00983	0.00647
	(0.00509)	(0.00447)	(0.00344)	(0.00328)	(0.00271)	(0.00191)	(0.00271)	(0.00198)
Tournai	0.0246	0.0192	0.0105	0.00741	0.00801	0.00556	0.00616	0.00482
	(0.00385)	(0.00327)	(0.00253)	(0.00222)	(0.00221)	(0.00187)	(0.00194)	(0.00161)
Turnhout	0.0274	0.0198	0.00608	0.00481	0.0135	0.00820	0.00782	0.00559
	(0.00340)	(0.00359)	(0.00162)	(0.00156)	(0.00240)	(0.00199)	(0.00184)	(0.00141)
Verviers	0.0204	0.0158	0.00691	0.00480	0.00656	0.00411	0.00691	0.00515
	(0.00263)	(0.00228)	(0.00154)	(0.00137)	(0.00150)	(0.00120)	(0.00154)	(0.00123)
Veurne	0.0276	0.0206	0.00690	0.00510	0.00345	0.00275	0.0172	0.0134
	(0.00962)	(0.00877)	(0.00486)	(0.00401)	(0.00344)	(0.00275)	(0.00764)	(0.00643)
Virton	0.0155	0.0127	0.00517	0.00369	0.00258	0.00204	0.00775	0.00666
	(0.00628)	(0.00556)	(0.00364)	(0.00281)	(0.00258)	(0.00211)	(0.00446)	(0.00408)
Waremmes	0.0178	0.0139	0.00892	0.00651	0.00446	0.00304	0.00446	0.00333
	(0.00510)	(0.00432)	(0.00362)	(0.00305)	(0.00257)	(0.00195)	(0.00257)	(0.00206)
Observations	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119
Pseudo R2	0.0053	0.0944	0.0100	0.1015	0.0055	0.0942	0.0045	0.0689

Note: Erreurs standards entre parenthèses

Annexe 37: Résultats des estimations économétriques pour les données individuelles - Indépendants

Province	Total		Troubles mentaux		Maladies du syst. Locomoteur		Autres pathologies	
	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle	Sans var. de contrôle	Avec var. de contrôle
Antwerpen	0.00403 (0.000408)	0.00276 (0.000319)	0.000748 (0.000176)	0.000410 (0.000115)	0.00145 (0.000246)	0.000909 (0.000179)	0.00183 (0.000275)	0.00127 (0.000214)
Brabant Flamand	0.00467 (0.000550)	0.00325 (0.000432)	0.000714 (0.000215)	0.000419 (0.000143)	0.00117 (0.000275)	0.000699 (0.000189)	0.00279 (0.000425)	0.00201 (0.000340)
Brabant Wallon	0.00409 (0.000801)	0.00272 (0.000596)	0.000787 (0.000352)	0.000438 (0.000223)	0.00173 (0.000522)	0.00102 (0.000355)	0.00157 (0.000498)	0.00110 (0.000374)
Bruxelles	0.00303 (0.000485)	0.00210 (0.000381)	0.000778 (0.000246)	0.000418 (0.000159)	0.000934 (0.000269)	0.000636 (0.000207)	0.00132 (0.000321)	0.000915 (0.000247)
Flandre Occidentale	0.00503 (0.000487)	0.00329 (0.000372)	0.000901 (0.000207)	0.000471 (0.000130)	0.00157 (0.000272)	0.000859 (0.000182)	0.00256 (0.000348)	0.00179 (0.000274)
Flandre Orientale	0.00441 (0.000445)	0.00293 (0.000342)	0.000450 (0.000142)	0.000218 (8.22e-05)	0.00135 (0.000246)	0.000777 (0.000170)	0.00261 (0.000342)	0.00184 (0.000273)
Hainaut	0.00532 (0.000629)	0.00346 (0.000466)	0.00120 (0.000299)	0.000579 (0.000178)	0.00157 (0.000343)	0.000908 (0.000230)	0.00255 (0.000436)	0.00176 (0.000331)
Limbourg	0.00552 (0.000682)	0.00368 (0.000516)	0.000594 (0.000224)	0.000308 (0.000132)	0.00153 (0.000360)	0.000878 (0.000237)	0.00339 (0.000536)	0.00242 (0.000424)
Liège	0.00617 (0.000720)	0.00390 (0.000528)	0.00169 (0.000377)	0.000897 (0.000241)	0.00127 (0.000327)	0.000706 (0.000211)	0.00321 (0.000520)	0.00213 (0.000389)
Luxembourg	0.00750 (0.00149)	0.00463 (0.00104)	0.00210 (0.000792)	0.00115 (0.000490)	0.00270 (0.000898)	0.00146 (0.000557)	0.00270 (0.000898)	0.00174 (0.000627)
Namur	0.00488 (0.000904)	0.00334 (0.000687)	0.000505 (0.000291)	0.000241 (0.000160)	0.00101 (0.000412)	0.000616 (0.000278)	0.00337 (0.000751)	0.00245 (0.000597)
Observations	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119	99,119
Pseudo R2	0.0053	0.0944	0.0100	0.1015	0.0055	0.0942	0.0045	0.0689

Note: Erreurs standards entre parenthèses

Annexe 38: Analyse de l'effet des différentes variables de contrôle

VARIABLES	Salariés	Dem. d'emploi	Indépendants
Position dans le ménage			
Enfant à charge	0.00469 (0.000292)	0.0141 (0.00125)	0.00305 (0.000587)
Isolé + enfants	0.00490 (0.000284)	0.0234 (0.00129)	0.00382 (0.000712)
Marié + enfants	0.00389 (0.000123)	0.0162 (0.000857)	0.00264 (0.000196)
Marié	0.00473 (0.000238)	0.0188 (0.00157)	0.00368 (0.000444)
Autre	0.00520 (0.000494)	0.0227 (0.00263)	0.00373 (0.000949)
Isolé	0.00602 (0.000247)	0.0202 (0.000894)	0.00479 (0.000500)
Cohabitant + enfants	0.00410 (0.000216)	0.0164 (0.00145)	0.00276 (0.000440)
Cohabitant	0.00368 (0.000252)	0.0193 (0.00206)	0.00208 (0.000490)
Sexe - statut social (pour salariés)			
Employée femme	0.00464 (0.000148)		
Employé homme	0.00266 (0.000141)		
Ouvrière femme	0.00677 (0.000290)		
Ouvrier homme	0.00508 (0.000182)		
Sexe			
Homme		0.0174 (0.000690)	0.00311 (0.000193)
Femme		0.0197 (0.000708)	0.00285 (0.000235)
Statut social précédent le chômage			
Ouvrier		0.0139 (0.00656)	
Employé		0.00942 (0.00471)	
Inconnu		0.0348 (0.0221)	
Nationalité			
Belgique	0.00441 (9.45e-05)	0.0187 (0.000517)	0.00306 (0.000170)
UE 28	0.00426 (0.000305)	0.0172 (0.00140)	0.00286 (0.000484)
Autre nationalité étrangère	0.00349 (0.000465)	0.0176 (0.00217)	0.00139 (0.000790)
Secteur d'activité			
Agriculture, sylviculture et pêche	0.00332 (0.000703)	0.0152 (0.00494)	
Industrie manufacturière	0.00402 (0.000189)	0.0123 (0.00326)	
Électricité & Gaz	0.00358 (0.00118)	0.0433 (0.0315)	
Eau & déchets	0.00531	0.0135	

	Construction	(0.00105) 0.00613 (0.000369)	(0.00747) 0.0166 (0.00425)	
	Commerce et réparation automobile	0.00458 (0.000213)	0.0178 (0.00432)	
	Transports et entreposage	0.00397 (0.000294)	0.0144 (0.00393)	
	Hébergement et restauration	0.00383 (0.000362)	0.0135 (0.00358)	
	Information et communication	0.00393 (0.000526)	0.0158 (0.00545)	
	Activités financières et d'assurance	0.00496 (0.000444)	0.0132 (0.00558)	
	Activités immobilières	0.00336 (0.000769)	0.0154 (0.00666)	
	Activités spécialisées, scientifiques et techniques	0.00354 (0.000378)	0.0221 (0.00630)	
	Activités de services administratifs et de soutien	0.00482 (0.000268)	0.0159 (0.00380)	
	Administration publique	0.00422 (0.000349)	0.0109 (0.00316)	
	Enseignement	0.00293 (0.000332)	0.0120 (0.00370)	
	Santé humaine et action sociale	0.00527 (0.000218)	0.0172 (0.00418)	
	Arts, spectacles et activités récréatives	0.00405 (0.000760)	0.00682 (0.00283)	
	Autres activités de services	0.00372 (0.000439)	0.0154 (0.00469)	
	Inconnu		0.0261 (0.00844)	
Nombre de trimestres au chômage (ou ancienneté du chômage) sur les 2 années précédentes				
	0	0.00427 (9.32e-05)		0.00297 (0.000164)
	1	0.00465 (0.000444)	0.0162 (0.00155)	0.00527 (0.00131)
	2	0.00639 (0.000668)	0.0166 (0.00149)	
	3	0.00793 (0.000877)	0.0165 (0.00144)	
	4	0.00711 (0.000978)	0.0204 (0.00154)	
	5	0.00764 (0.00126)	0.0196 (0.00151)	
	6	0.00784 (0.00158)	0.0204 (0.00150)	
	7	0.0117 (0.00276)	0.0206 (0.00138)	
	8		0.0185 (0.000821)	
Expérience chez l'employeur actuel (en nombre de trimestres)/Expérience dans l'activité d'indépendant sur les 2 années précédentes				
	1	0.00430 (0.000302)		0.00151 (0.000540)
	2	0.00521 (0.000387)		0.00219 (0.000887)
	3	0.00522 (0.000397)		0.00302 (0.00103)
	4	0.00514 (0.000423)		0.00535 (0.00131)
	5	0.00491 (0.000395)		0.00372 (0.000884)
	6	0.00403		0.00290

7	(0.000401) 0.00507 (0.000402)		(0.00104) 0.00427 (0.00126)
8	0.00421 (0.000107)		0.00302 (0.000176)
Secteur public/privé			
Public	0.00437 (0.000108)	0.0304 (0.0142)	
Privé	0.00445 (0.000299)	0.0374 (0.0172)	
Inconnu		0.00752 (0.00664)	
revenu journalier moyen (en eur/jour)			
75	0.00843 (0.000190)		
150	0.00575 (0.000143)		
225	0.00386 (0.000244)		
Revenu annuel (en eur/an)			
6000		0.0246 (0.000860)	0.00620 (0.000278)
10000		0.0242 (0.000512)	
20000		0.0232 (0.00122)	
25000			0.00389 (0.000185)
50000			0.00186 (0.000230)
Nombre de trimestres en incapacité primaire sur les 2 années précédentes			
0	0.00394 (8.75e-05)	0.0164 (0.000478)	0.00286 (0.000158)
1	0.00998 (0.000431)	0.0314 (0.00218)	0.0128 (0.00223)
2	0.0180 (0.00109)	0.0457 (0.00371)	0.0165 (0.00409)
3	0.0364 (0.00274)	0.0528 (0.00500)	0.0481 (0.0104)
4	0.0505 (0.00566)	0.0779 (0.00908)	0.155 (0.0264)
5	0.0794 (0.0215)	0.110 (0.0253)	
Allocation du CPAS			
Non	0.00438 (9.25e-05)	0.0185 (0.000493)	0.00301 (0.000163)
Oui	0.00643 (0.00111)	0.0261 (0.00465)	0.00874 (0.00580)
Allocation du fond des personnes handicapées			
Non	0.00438 (9.25e-05)	0.0186 (0.000493)	
Oui	0.0218 (0.00535)	0.0193 (0.00359)	
Allocation du fond des maladies professionnelles			
Non	0.00437		

Oui	(9.24e-05) 0.0269 (0.00417)		
Allocation du fond des accidents de travail			
Non	0.00438 (9.25e-05)	0.0186 (0.000492)	
Oui	0.00590 (0.00121)	0.0149 (0.00526)	
Allocation toutes branches de la sécu. Sociale confondues			
Non			0.00300 (0.000163)
Oui			0.0158 (0.00688)
Pseudo R2	0.0896	0.0637	0.0924
Observations	702,694	99,119	148,231
Notes: (1) Erreurs standards entre parenthèses. (2) Chez les indépendants, la variable "Nombre de trimestre au chômage est codée 0 (Non)/1 (Oui). (3) Le sexe et le statut social ne sont interagis que chez les salariés. (4) En raison du faible nombre d'effectifs chez les indépendants, les variables de la sécurité sociale ont été regroupées.			

Annexe 39: Tableau de résultat de l'analyse de durée

VARIABLES	(1) REG1	(2) REG2	(3) REG3
Arrondissement			
Aalst	base		
Antwerpen	0.996 (0.0934)	0.971 (0.0913)	0.969 (0.0912)
Arlon	1.194 (0.298)	1.174 (0.293)	1.189 (0.297)
Ath	0.801 (0.125)	0.777 (0.122)	0.766* (0.120)
Bastogne	0.770 (0.183)	0.824 (0.196)	0.851 (0.203)
Brugge	1.053 (0.128)	0.997 (0.122)	0.989 (0.121)
Brussel/Bruxelles	0.979 (0.0918)	0.987 (0.0932)	1.010 (0.0959)
Charleroi	0.946 (0.0912)	0.993 (0.0961)	1.009 (0.0980)
Dendermonde	0.894 (0.113)	0.885 (0.112)	0.867 (0.110)
Diksmuide	0.712 (0.151)	0.674* (0.146)	0.665* (0.144)
Dinant	1.050 (0.159)	1.061 (0.161)	1.056 (0.161)
Eeklo	1.131 (0.175)	1.096 (0.170)	1.086 (0.168)
Gent	1.087 (0.111)	1.026 (0.105)	1.033 (0.106)
Halle-Vilvoorde	1.150 (0.114)	1.149 (0.114)	1.118 (0.111)
Hasselt	1.005 (0.102)	0.952 (0.0974)	0.945 (0.0967)
Huy	1.084 (0.149)	1.146 (0.158)	1.139 (0.157)
Ieper	0.903 (0.144)	0.825 (0.133)	0.836 (0.135)
Kortrijk	0.962 (0.114)	0.903 (0.107)	0.912 (0.108)
Leuven	1.116 (0.112)	1.052 (0.106)	1.031 (0.104)
Liège	1.042 (0.0985)	1.103 (0.105)	1.123 (0.107)
Maaseik	1.028 (0.122)	0.984 (0.117)	0.988 (0.118)
Marche-En-Famenne	1.201 (0.212)	1.154 (0.205)	1.185 (0.211)
Mechelen	0.992 (0.114)	0.937 (0.108)	0.924 (0.106)
Mons	0.807* (0.0887)	0.834* (0.0921)	0.844 (0.0934)
Mouscron	0.587** (0.143)	0.570** (0.139)	0.574** (0.140)
Namur	0.999 (0.115)	1.054 (0.121)	1.054 (0.121)
Neufchâteau	1.210 (0.220)	1.148 (0.211)	1.137 (0.209)
Nivelles	1.034 (0.116)	1.060 (0.119)	1.051 (0.118)
Oostende	0.700** (0.101)	0.711** (0.103)	0.733** (0.106)
Oudenaarde	0.911 (0.132)	0.869 (0.126)	0.845 (0.122)
Philippeville	0.853 (0.195)	0.946 (0.216)	0.947 (0.216)

Roeselare	0.880 (0.123)	0.799 (0.113)	0.801 (0.113)
Sint-Niklaas	0.884 (0.109)	0.834 (0.103)	0.822 (0.102)
Soignies	1.053 (0.123)	1.048 (0.123)	1.031 (0.122)
Thuin	0.812 (0.104)	0.868 (0.111)	0.870 (0.112)
Tielt	1.161 (0.184)	1.173 (0.186)	1.153 (0.183)
Tongeren	0.812 (0.105)	0.847 (0.111)	0.846 (0.111)
Tournai	0.829 (0.115)	0.819 (0.114)	0.820 (0.114)
Turnhout	1.155 (0.118)	1.120 (0.114)	1.110 (0.113)
Verviers	1.131 (0.128)	1.143 (0.130)	1.150 (0.130)
Veurne	1.105 (0.224)	1.070 (0.217)	1.093 (0.222)
Virton	0.924 (0.225)	0.744 (0.186)	0.734 (0.183)
Waremmes	1.087 (0.175)	0.996 (0.162)	0.974 (0.158)
Sexe			
Homme		base	base
Femme		0.937** (0.0248)	0.959 (0.0270)
Catégorie socio-économique			
Demandeur d'emploi		base	base
Inactif		1.262*** (0.0730)	1.266*** (0.0733)
Indépendant		1.879*** (0.111)	1.760*** (0.105)
Interruption de carrière		5.535** (3.947)	5.416** (3.865)
Salarié		1.911*** (0.0707)	1.727*** (0.0660)
Catégorie d'affection			
Troubles mentaux		base	base
Troubles ostéo articulaires		1.205*** (0.0405)	1.203*** (0.0408)
Autres affections		1.146*** (0.0371)	1.126*** (0.0366)
Âge			
20-24		base	base
25-29		0.926 (0.0563)	0.924 (0.0568)
30-34		0.731*** (0.0430)	0.722*** (0.0434)
35-39		0.553*** (0.0319)	0.546*** (0.0325)
40-44		0.466*** (0.0265)	0.460*** (0.0272)
45-49		0.365*** (0.0210)	0.367*** (0.0221)
50-54		0.274*** (0.0166)	0.281*** (0.0178)
Position dans le ménage			
Enfant à charge			base

Ménage monoparental	0.884*		
	(0.0556)		
Marié avec enfants	0.993		
	(0.0528)		
Marié sans enfants	0.831***		
	(0.0549)		
Autre	0.928		
	(0.0811)		
Isolé	0.809***		
	(0.0464)		
Cohabitant avec enfants	1.082		
	(0.0663)		
Cohabitant	0.911		
	(0.0667)		
Revenu annuel brut			
Revenu annuel brut	1.000018***		
	(1.54e-06)		
Nationalité			
Afrique	base		
Amérique de Sud et Centrale	1.070		
	(0.776)		
Asie	0.912		
	(0.222)		
Autres pays européens	1.223		
	(0.536)		
Belgique	1.126		
	(0.179)		
UE 15	1.072		
	(0.181)		
UE 28	0.672		
	(0.260)		
Observations	198,117	193,750	193,750
Erreurs standards entre parenthèses			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			