



L'impact du développement des cartes de paiement sur la détention et l'usage des espèces

David Bounie
Marc Bourreau
Abel François

Décembre 2006

- Département Sciences Economiques et Sociales ■
- Telecom Paris ■
- 46 rue Barrault, 75634 Paris Cedex 13 ■
- France ■

Site Internet : <http://www.enst.fr/recherche/sciences-economiques-sociales/>

L'impact du développement des cartes de paiement sur la détention et l'usage des espèces * :

David Bounie^a, Marc Bourreau^{a,b} et Abel François^{a,c}

^a *Télécom Paris, Département Sciences Économiques et Sociales*

^b *CREST-LEI*

^c *LARGE, Université de Strasbourg III*

Décembre 2006

Résumé

Cet article traite de l'impact de l'adoption d'une carte de paiement sur la détention et l'usage des espèces. Les travaux théoriques de Baumol (1952) et Whitesell (1989) permettent d'identifier quatre effets liés à la fonction retrait et paiement d'une carte sur la détention et l'usage des espèces. Si les fonctions paiement et retrait induisent toutes les deux une baisse des montants détenus, en revanche, ces mêmes fonctions ont des effets contrastés sur l'usage des espèces : la fonction retrait se traduit par une baisse des coûts d'accès aux espèces et incitent indirectement les individus à accroître leurs paiements en espèces alors que la fonction paiement implique une substitution des paiements par carte au détriment des paiements en espèces. Les travaux empiriques sur données individuelles ont bien mis en évidence l'effet des fonctions paiement et retrait sur la détention des espèces des individus. Cependant, du fait de la rareté des données sur les comportements de paiement en espèces des individus, les effets contrastés théoriques sur l'usage n'ont pas l'objet d'étude à ce jour. Exploitant une spécificité du marché français des cartes bancaires articulés autour de l'émission de carte de retrait (la carte ne possède pas de fonction paiement) et de carte de paiement (la carte dispose des fonctions retrait et paiement), nous montrons à l'aide d'un modèle théorique et d'une analyse économétrique que i) l'effet de substitution de la fonction retrait existe ; ii) l'effet de substitution de la fonction paiement l'emporte sur l'effet de la fonction retrait ; iii) la carte de paiement implique au final une baisse du montant moyen des retraits et du montant moyen des dépenses en espèces de 27% et 35%. La carte de paiement constitue donc un outil stratégique pour la réduction du coût social des systèmes de paiement.

Mots-clés : Cash, carte de paiement, instruments de paiement.

* Cette recherche a bénéficié du soutien financier du Groupement des Cartes Bancaires « CB ». Nous remercions tout particulièrement Yves Randoux, Martine Briat, Jean-Marc Sitbon et Olivier Mansart pour leurs remarques et suggestions au cours de l'élaboration de ce document. Les auteurs remercient également Leo Van Hove pour ses nombreuses références bibliographiques.

Table des matières

1	Introduction	4
2	Littérature	7
2.1	Les travaux théoriques	8
2.2	Les études empiriques	10
3	Un modèle d'arbitrage entre les espèces, la carte de paiement et le chèque.....	12
4	Une analyse empirique	17
4.1	Méthodologie : présentation des données de l'enquête.....	18
4.2	Détention et utilisation des espèces selon le type de carte détenue	19
4.3	Estimation de la détention et de l'usage des espèces	22
4.4	Valeurs et seuils de changement entre les instruments de paiement.....	27
5	Discussions.....	30
6	Conclusion.....	34
7	Annexes.....	36
7.1	Annexe 1 : Caractéristiques des individus des trois populations	36
7.2	Annexe 2 : Test de l'endogénéité de la variable portant sur le montant des achats hebdomadaire payés par espèces.....	38
8	Références	41

1 Introduction

Cet article traite de l'impact de l'adoption d'une carte de paiement sur la détention et l'usage des espèces.

Les travaux académiques et les études bancaires dédiés à l'économie des instruments de paiement s'accordent sur deux points importants.

Premièrement, le cash¹ est un instrument de paiement coûteux et la société gagnerait à en réduire l'usage au profit d'autres instruments de paiement électronique de type carte de débit et porte-monnaie électronique (Van Hove, 2006). Par exemple, les études réalisées en Belgique et aux Pays-Bas montrent que le coût social² total des instruments de paiement s'élèvent respectivement à 0,65% et à 0,74 % du PIB et que la part du cash s'élève à 73% et 75% du coût total³.

Deuxièmement, la répartition des coûts privés du cash entre les différents acteurs économiques bénéficie aux consommateurs et aux marchands⁴ et pénalise les banques commerciales et ce pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les revenus liés à l'émission du cash bénéficient à l'institut d'émission – les revenus du seignuriage de la Banque Centrale Européenne – et non aux banques commerciales. Ensuite, *modulo* les tarifications sur les retraits déplacés⁵, les retraits de cash sont gratuits pour les consommateurs et les revenus liés aux activités de retrait sont uniquement liés aux commissions entre banques sur les retraits⁶.

¹ Cash, espèces ou bien encore pièces et billets sont considérés comme synonymes dans le texte.

² Le coût social d'un instrument de paiement se réfère à l'ensemble des ressources que la société consomme pour fournir et utiliser un instrument de paiement. Le coût social du cash aux Pays-Bas en 2002 est évalué par exemple à 400 euros par an et par famille (DNB, 2004).

³ Le coût marginal social du cash (le coût pour la société d'un paiement supplémentaire en cash) en Belgique et aux Pays-Bas est toujours plus élevé que le coût marginal social du porte-monnaie électronique. En revanche, le coût marginal social du cash est plus faible que celui de la carte de débit uniquement pour des valeurs de transaction inférieures à 11,6 euros. La société aurait donc avantage à substituer la carte de débit au cash pour des valeurs de transaction plus élevées (DNB, 2004).

⁴ Les consommateurs et les marchands perçoivent le cash comme l'instrument de paiement le moins coûteux (Van Hove, 2006).

⁵ A la suite d'un règlement européen entré en vigueur au 1^{er} juillet 2002, les banques françaises ont mis en place une tarification sur les retraits déplacés, *i.e.* sur les retraits effectués hors du réseau de la banque d'émission. La tarification s'applique à partir d'un nombre de retraits déplacés (3 ou 4 par mois) effectués en dehors du réseau de la banque.

⁶ En France, il existe une *Commission Service Retrait* qui rémunère le service que rend la banque qui sert le retrait à l'ensemble de la communauté bancaire ; la commission est payée par la banque du porteur au réseau.

Or, globalement, les coûts de distribution du cash à travers les guichets et les Distributeurs Automatiques de Billet (DAB) restent très supérieurs aux revenus (Snellman et Viren, 2006). De plus, les transactions en cash au point de vente ne sont pas sujettes à commission contrairement aux paiements par carte de débit. Enfin, les retraits élevés de cash des comptes bancaires diminuent les dépôts en banque et donc réduisent la rentabilité des banques sur leur activité d'intermédiation financière (activités de prêts).

Pour réduire le coût social du cash, deux grandes solutions ont été envisagées. La première consiste à mettre en place une tarification directe des services de paiement aux particuliers fondée sur les coûts (Van Hove, 2004). Cette solution, orientée sur le côté de la demande du marché, a pour objectif de rétablir des logiques de comparaison de prix entre instruments de paiement au niveau des consommateurs. La seconde solution, basée sur le côté de l'offre du marché, consiste à influencer les comportements d'usage des instruments de paiement en modifiant les conditions de retrait et de paiement des consommateurs. Pratiquement, cette solution s'appuie, d'une part, sur une augmentation du nombre de terminaux de paiement électronique sur les points de vente afin d'inciter les porteurs de carte à substituer les paiements par carte au cash et de réduire, d'autre part, le nombre de DAB afin d'influencer les comportements de retrait.

Cette deuxième solution s'appuie sur les spécificités de la carte de débit qui dispose de deux fonctionnalités aux effets théoriques parfois opposés sur les retraits et paiements en cash des individus. Premièrement, la fonction retrait de la carte impacte à la fois la *détention* et l'*usage* du cash. Elle induit, d'une part, une baisse des coûts de retrait pour les porteurs (DAB versus guichets des banques) et implique, selon Baumol (1952), une baisse des montants retirés (*effet de détention de la fonction retrait*). Mais la baisse des coûts de retrait affecte positivement, d'autre part, le nombre de retraits et, incidemment, l'usage du cash (Whitesell, 1989) ; il existe donc un *effet de substitution de la fonction retrait* au bénéfice du cash et au détriment des autres instruments de paiement (chèque, carte de paiement, etc.). Deuxièmement, la fonction paiement de la carte permet de réduire les paiements en cash au point de vente et implique donc un *effet de substitution de la fonction paiement*. Enfin, du fait de cet effet de substitution, la détention de cash est affectée en retour négativement ; nous sommes donc en présence d'un *effet de détention de la fonction paiement*. Au final, la théorie prédit donc quatre effets de la carte de paiement sur la détention et l'usage de cash : la fonction retrait induit une baisse des montants retirés et une augmentation potentielle des dépenses en cash et la fonction paiement un effet négatif sur la détention et l'usage de cash.

Plusieurs travaux économétriques ont tenté de mettre en évidence les effets de la carte de débit sur la détention et l'usage du cash. Ces travaux s'appuient soit sur des données agrégées (séries temporelles ou données de panel) soit sur des données individuelles (données de sondage). Les travaux sur données agrégées ont donné lieu à des résultats très ambigus en raison notamment de la faible qualité des variables utilisées et de l'instabilité de la fonction de demande de monnaie. Par exemple, l'effet de substitution de la fonction paiement de la carte sur la quantité de cash en circulation est soit négatif (Rinaldi, 2001) soit nul (Snellman et al., 2001). De même, l'effet de la fonction retrait sur la quantité de cash est soit négatif (Snellman et al., 2001), soit nul (Drehmann et al., 2002) ou bien encore positif à court terme (Rinaldi, 2001). Compte tenu de ces ambiguïtés, Stix (2004) a proposé, à partir de données individuelles obtenues dans le cadre de deux sondages, d'estimer l'impact des effets de détention des fonctions retrait et paiement de la carte de paiement. L'auteur montre que la détention de cash des individus est bien affectée par l'usage des fonctions de paiement et de retrait des cartes de débit.

Cependant, en dépit de sa qualité, cette dernière analyse a deux limites. D'une part, du fait de l'absence de données individuelles sur l'usage du cash des individus, l'auteur n'est pas en mesure d'estimer l'*effet de substitution de la fonction retrait* sur l'*usage* du cash par les individus ; seul l'*effet de détention des fonctions retrait et paiement* est pris en compte. Or, les travaux de Whitesell (1989) montrent précisément qu'une baisse des coûts de retrait peut se traduire certes par une baisse de la détention mais aussi et surtout par une augmentation de l'usage du cash. D'autre part, et pour les mêmes raisons, l'auteur ne peut tenir compte de l'*effet de substitution de la fonction paiement* sur les dépenses en cash des individus ; seul un effet indirect entre détention moyenne de cash et usage de la fonction paiement est quantifié.

L'objet de l'article consiste donc à estimer les quatre effets théoriques des fonctions retrait et paiement de la carte sur la détention et l'usage de cash par les individus. Pour ce faire, nous exploitons une spécificité du marché français de l'émission de carte bancaire. En France, les individus peuvent décider de détenir (ou non) différents types de carte : une carte dite de retrait dotée uniquement d'une fonction de retrait (le paiement est impossible) ou une carte de paiement qui dispose simultanément des fonctionnalités de retrait et de paiement. Cette spécificité est très précieuse car elle permet précisément d'isoler et de comparer les comportements de paiement en cash entre trois populations – la population sans cartes, avec carte de retrait et avec carte de paiement (retrait plus paiement) – afin de mesurer les effets directs imputables à la fonction retrait et à la fonction paiement d'une carte de paiement. A

partir des travaux formels de Baumol (1952) et Whitesell (1989), nous construisons alors un modèle théorique qui permet de mettre en évidence les effets de détention et de substitution pour chaque population et nous confrontons le modèle aux comportements de retrait et de paiement collectés dans le cadre d'une enquête auprès d'individus représentatifs de la population française. Les résultats des estimations confirment le modèle théorique et montrent clairement que la fonction retrait d'une carte de paiement a un impact négatif sur la détention de cash des individus – les montants des retraits diminuent – et un impact positif sur l'usage de cash – la valeur des dépenses en cash des individus augmentent –. Cependant, nous montrons également que la fonction paiement de la carte a un impact négatif à la fois sur la détention mais également sur l'usage de cash de sorte qu'au final la carte de paiement induit une baisse de l'usage de cash des individus. L'effet de substitution de la fonction paiement en faveur des paiements par carte l'emporte donc sur l'effet de substitution de la fonction retrait en faveur du cash. Nous utilisons ces résultats afin d'évaluer les effets de l'adoption d'une carte de paiement pour les individus sans carte sur la détention et l'usage de cash. Nous mettons en évidence que si la population des personnes ne détenant aucune carte était équipée d'une carte de paiement alors le montant moyen des retraits et le montant moyen des dépenses en espèces diminueraient respectivement de 27 % et de 35 %.

L'article est composé de six parties. Dans la première, nous rappelons les principaux résultats des travaux théoriques et empiriques établis dans la littérature. Dans la deuxième, nous proposons un cadre formel inspiré des travaux théoriques présentés précédemment. Dans une troisième, nous présentons la méthodologie et les données de l'enquête réalisée sur les comportements de retrait et de paiement de la population française. Dans une quatrième partie, nous présentons l'analyse économétrique et, dans une cinquième partie, nous discutons les résultats des estimations. Enfin, nous concluons cet article.

2 Littérature

Dans cette partie, nous présentons, d'une part, les travaux théoriques sur la détention et l'usage des instruments de paiement et nous discutons, d'autre part, les résultats des analyses empiriques réalisées pour estimer l'impact des effets retrait et paiement de la carte de paiement sur la détention et l'usage du cash.

2.1 Les travaux théoriques

Dans un article pionnier, Baumol (1952) donne les fondements théoriques de la détention de cash pour motif de transaction. Le modèle décrit le comportement d'un consommateur qui effectue régulièrement des dépenses d'un montant total T au cours d'une période (T est connu avec certitude). Pour faire face à ses dépenses, le consommateur peut soit emprunter à un taux d'intérêt i soit procéder à des retraits d'espèces d'un montant C , à intervalles réguliers au cours de la période. Dans ce cas, il perd i , le coût d'opportunité de détention des espèces. À chaque prélèvement, il paie des frais fixes de courtage b . Le problème pour un consommateur est donc de choisir un montant d'espèces optimal qui résulte de l'arbitrage entre le coût d'opportunité à détenir des espèces (perte en intérêt) et le coût des retraits (frais de courtage). La solution de ce problème est la suivante. T/C représente le nombre de prélèvements qui sera effectué. Au taux b , les frais de transaction s'élèveront à $b \cdot T/C$. L'encaisse moyenne liquide de la période est égale à $C/2$ et donc le coût payé pour cette encaisse sera $i \cdot C/2$. Le coût total payé par l'agent pour se procurer des espèces et détenir de la monnaie se montera à $b \cdot T/C + i \cdot C/2$. En minimisant cette expression par rapport à C , nous obtenons la célèbre « *square root law* » :

$$C = \sqrt{\frac{2bT}{i}} \quad (1).$$

Résultat 1 :

- La détention de cash d'un individu est proportionnelle à la racine carrée du montant total de ses dépenses et des frais de retrait et inversement proportionnelle au taux d'intérêt.
- Le montant moyen du retrait ($C/2 = \sqrt{\frac{bT}{2i}}$) est d'autant plus faible que les coûts de retrait b sont faibles.

Ce cadre va servir de base à toutes les extensions théoriques sur les modèles d'arbitrage entre instruments de paiement (Whitesell (1989, 1992), Santomero et Seater (1996)). Le cadre formel de Whitesell (1989) est probablement le plus simple et intuitif. Pour celui-ci, si la détention des espèces est soumise à un coût d'opportunité lié au taux d'intérêt, son utilisation ne fait pas l'objet de coûts lors de la transaction (usage simple, rapide et potentiellement

source de ristourne au point de vente). En revanche, l'utilisation des autres instruments de paiement tels que le chèque ou la carte de paiement implique des coûts fixe et variable lors de chaque transaction de sorte qu'il existe un arbitrage pour les consommateurs entre coût d'opportunité pour les espèces et coûts de transaction pour les autres instruments de paiement. Il suit de ces hypothèses que les espèces ne devraient être utilisées que pour des petites valeurs d'achat, là où le coût d'opportunité est faible par rapport au coût fixe des autres instruments. En d'autres termes, pour Whitesell (1989), il existe une valeur maximale d'achat, notée λ , en deçà de laquelle il est avantageux économiquement de payer en espèces.

Notons u le coût fixe lié à l'utilisation d'un instrument de paiement lors d'une transaction et v , le coût variable net⁷ lié à la valeur de l'achat, T (avec $T \in]0, +\infty[$). Le coût total lié à une transaction est alors $u + vT$. Notons, $F(T)$ la valeur totale des dépenses des transactions de montant T , alors nous pouvons calculer la somme totale des dépenses réglées à l'aide des billets :

$$S = \int_0^{\lambda} F(T) dT \quad (2)$$

Si S est connue, alors la demande d'espèces suit la fameuse « loi de Baumol ». Posons n , le nombre de retraits, et S/n le montant de chaque retrait, alors la détention moyenne des espèces est égale à $S/2n$. Le consommateur va alors déterminer le nombre de retraits n en minimisant le montant des coûts de retrait, b , et le montant des intérêts perdus, $iS/2n$. On peut appliquer le même raisonnement pour les dépenses totales réglées à l'aide des instruments de paiement sur l'intervalle $[\lambda, \infty[$. Si $F(T)/T$ est le nombre de transactions dans cet intervalle, chacune ayant un coût $u+vT$, alors le problème d'un agent est de choisir λ et n pour résoudre :

$$\min_{\lambda, n} \left[nb + \frac{r}{2n} \int_0^{\lambda} F(T) dT + \int_{\lambda}^{\infty} F(T) \left[v + \frac{u}{T} \right] dT \right] \quad (3)$$

Les conditions de premier ordre de ce problème de minimisation sont :

$$\frac{rF(\lambda)}{2n} - F(\lambda) \left[v + \frac{u}{\lambda} \right] = 0 \quad (4)$$

⁷ v peut être également un bénéfice dans le cas par exemple de réduction ou de ristourne sur les paiements de gros montants, *etc.*

$$b - \frac{rS(\lambda)}{2n^2} = 0 \quad (5)$$

Résultat 2 :

- La condition (4) implique que plus le coût d'usage d'un instrument de paiement est faible plus l'usage du cash sera faible (baisse de λ). Il existe donc un effet de substitution des paiements au détriment du cash.
- La condition (5) est strictement équivalente à la condition de Baumol établit en (1).

Nous remarquons également qu'en réécrivant (4) en fonction de n , on peut écrire :

$$\frac{rF(\lambda)}{2} \sqrt{\frac{2b}{rS(\lambda)}} - F(\lambda) \left[v + \frac{u}{\lambda} \right] = 0 \quad (6)$$

Résultat 3 :

- Lorsque les coûts de retrait (b) diminuent, la part des paiements en cash ($S(\lambda)$) augmente. Il existe donc un effet de substitution du cash au détriment des autres instruments de paiement du fait de la baisse des coûts d'accès au cash.

2.2 Les études empiriques

Quelques études empiriques ont tenté de mesurer l'impact du développement de la carte de débit sur la détention et la quantité de cash en circulation dans l'économie à partir des résultats formels obtenus dans le cadre des travaux de Baumol (1952) et Whitesell (1989). Du fait de la rareté des données individuelles, ces travaux ont essentiellement utilisé des données agrégées.

Globalement, les résultats sur données agrégées sont très ambigus. Rinaldi (2001) étudie par exemple les effets du développement des cartes de débit et de crédit, du nombre de TPE et d'ATM sur la quantité de monnaie en circulation dans l'économie belge à partir de séries temporelles sur la période 1960-1999. L'auteur montre que le nombre de TPE et d'ATM ont un impact négatif sur la monnaie en circulation et que le nombre de carte de débit a un effet positif. L'auteur montre cependant qu'un choc à court terme du nombre d'ATM peut augmenter la monnaie en circulation. Snellman et *al.* (2001) conduisent également une étude de panel sur 10 pays européens et trouvent que le nombre de TPE et d'ATM ont un effet

négatif et significatif sur la quantité de monnaie en circulation. L'effet ATM est deux fois plus important que l'effet TPE. Enfin, Drehman et *al.* (2002) analysent un panel de 16 pays de l'OCDE. Les auteurs ne trouvent aucun impact du nombre d'EFTPOS et d'ATM sur la demande de cash. Dans l'ensemble, les données agrégées montrent un effet contrasté des ATM (négatif, nul ou positif à court terme) et, dans une moindre mesure, des EFTPOS sur la quantité de cash en circulation (négatif ou nul).

Les effets ambigus du nombre d'ATM sur la quantité de cash peuvent être dus à des effets qui se compensent sur les données agrégées (Stix, 2004) et plaident pour une analyse sur données individuelles. Dans cet esprit, Stix (2004) a proposé une estimation de l'impact de l'usage des fonctions retrait et paiement des cartes de débit sur la détention de cash détenue par les individus⁸. L'auteur utilise deux surveys réalisés au Danemark en 2003 sur 2800 individus représentatifs de la population dans le cadre d'un modèle de demande de cash à la Baumol. Contrôlant pour les variables individuelles (sexe, âge, richesse, etc.), l'auteur montre que l'usage des fonctions paiement et retrait de la carte de débit affecte significativement la détention de cash des individus. Plus précisément, l'usage de la fonction retrait au DAB réduit la détention de cash de 24% ; les personnes qui retirent fréquemment du cash aux DAB ont une détention moyenne de cash inférieure de 31% par rapport aux personnes qui ne retirent pas du tout de cash au DAB. De même, les personnes qui utilisent souvent la fonction paiement de la carte de débit ont une détention de cash inférieure de 12% par rapport aux personnes qui n'utilisent pas la fonction paiement de la carte.

Cependant, en dépit de la qualité des résultats, la dernière analyse a deux limites importantes⁹. D'une part, du fait de l'absence de données individuelles sur l'usage du cash des individus, l'auteur n'est pas en mesure d'estimer l'*effet de substitution de la fonction retrait sur l'usage* du cash par les individus ; seul l'*effet de détention des fonctions retrait et paiement* est pris en compte. Or, les travaux de Whitesell (1989) montrent précisément qu'une baisse des coûts de retrait peut se traduire certes par une baisse de la détention mais aussi et surtout par une augmentation de l'usage du cash. D'autre part, et pour les mêmes raisons,

⁸ Boeschoten (1992) et Attanasio et *al.* (2002) ont montré également à partir de données hollandaises et italiennes que l'usage de la fonction paiement avait un impact significatif sur la détention de cash.

⁹ Au-delà des deux limites évoquées *infra*, il est à noter également que la variable explicative de retrait de cash des individus construite par Stix (2004) est très discutable. La variable d'échelle « log of the monthly withdrawal amounts at banks and ATMs » est construite à partir d'une méthode de conversion des fréquences de retrait en nombre de retraits ; ainsi, « Several times a week » correspond à « 2 fois par semaine », « Less than once a month », correspond à « une fois tous les deux mois ».

l'auteur ne peut tenir compte de l'*effet de substitution de la fonction paiement* sur les dépenses en cash des individus ; seul un effet indirect entre détention moyenne de cash et usage de la fonction paiement est quantifié.

3 Un modèle d'arbitrage entre les espèces, la carte de paiement et le chèque

Dans cette section, nous construisons un modèle inspiré de Baumol (1953) et Whitesell (1989) pour analyser l'effet de la détention d'une carte de retrait ou de paiement sur les montants de pièces et billets détenus par un consommateur.

Sur une période donnée, un consommateur réalise des dépenses de différentes valeurs. Nous notons $F(T)$ la somme des dépenses de valeur unitaire T . La somme totale dépensée par le consommateur sur la période est donc :

$$S = \int_0^{\infty} F(T)dT .$$

Pour réaliser une dépense, trois instruments de paiements sont disponibles : les pièces et billets (cash), le chèque et la carte de paiement. Nous supposons que tous les consommateurs disposent de pièces et billets et de chèques. En plus de ces deux moyens de paiement, un consommateur peut disposer d'une carte de retrait ou d'une carte de paiement. La carte de retrait permet de retirer des espèces aux distributeurs automatiques de billets (DAB), mais pas de payer au point de vente. La carte de paiement permet à la fois les retraits aux DAB et le paiement au point de vente.

Ceci nous amène à considérer trois types de consommateurs : i) les consommateurs sans carte de paiement ou de retrait (population 1) ; ii) les consommateurs disposant d'une carte de retrait mais pas de paiement (population 2) ; iii) les consommateurs disposant d'une carte de paiement (population 3). Les différences entre ces trois populations sont les suivantes :

- Le coût fixe de retrait au guichet pour la population 1, noté b^g , est supérieur au coût fixe de retrait à un DAB pour les populations 2 et 3, noté b^d . Ceci est dû, en particulier, au nombre de DAB plus élevé que le nombre de guichet, et donc à un coût de transport plus faible pour un retrait au DAB.
- Les consommateurs appartenant à la population 3 disposent de trois moyens de paiement, contre deux pour les populations 1 et 2.

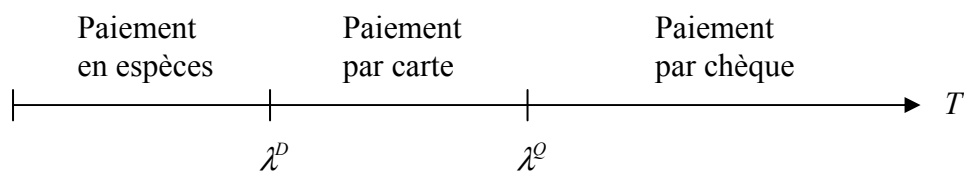
Comme ils disposent de plusieurs moyens de paiement (deux ou trois), les consommateurs doivent choisir un moyen de paiement parmi l'ensemble des moyens de paiement disponibles pour régler une dépense. Nous supposons que le coût d'usage d'un instrument de paiement est égal à $u_i + v_i T$, où u_i représente un coût fixe d'usage de l'instrument de paiement et $v_i T$ un coût variable fonction de la valeur T de la transaction, et $i=C$ (pour (C)ash), D (pour carte de (D)ébit), Q (pour chèque(Q)ue). Nous supposons que $u_C = 0 < u_D < u_Q$ et $v_C > v_D > v_Q$. Cette hypothèse implique que :

- les pièces et billets sont utilisés pour de petits montants,
- la carte de paiement est utilisée pour régler des montants intermédiaires,
- le chèque est utilisé pour les plus hauts montants.

Ces domaines d'usage des trois instruments de paiement sont consistants avec les observations empiriques (Bounie et François, 2006a).

Nous notons λ^D la valeur de dépense au-delà de laquelle les consommateurs préfèrent un paiement par carte à un paiement en espèces et λ^Q la valeur de dépense au-delà de laquelle les consommateurs préfèrent un paiement par chèque à un paiement par carte ou en espèces.

Figure 1 : Domaine d'usage des instruments de paiement



Commençons par analyser le comportement des populations 1 et 2. Un consommateur appartenant à ces populations arbitre entre utiliser le cash et le chèque pour régler leurs achats. Comme il réalise les dépenses de valeur 0 à λ^Q en espèces et les dépenses de valeur supérieure à λ^Q par chèque, ce consommateur dépense

$$S(\lambda^Q) = \int_0^{\lambda^Q} F(T) dT$$

en espèces et $S - S(\lambda^Q)$ par chèque.

Pour régler ses dépenses en espèces, d'un montant total égal à $S(\lambda^o)$, le consommateur va devoir retirer de l'argent à un guichet (cas de la population 1) ou à un DAB (cas de la population 2). Pour déterminer le nombre de retraits optimal et le montant optimal de chaque retrait, nous utilisons le modèle de Baumol (1952).

Supposons que, dans la période considérée, le consommateur réalise n retraits de cash. Alors le montant moyen d'un retrait est égal à $C = S(\lambda^o)/n$. Supposons, par ailleurs, que chaque retrait entraîne un coût fixe b , avec $b=b^g$ pour les retraits au guichet ou $b=b^d$ pour les retraits au DAB, et un coût variable $rC/2$, égal au coût d'opportunité de détention du cash. Ce coût d'opportunité est égal au taux d'intérêt r multiplié par la somme moyenne détenue sur la période (de durée normalisée à 1), $C/2$.

Le consommateur choisit la valeur seuil, λ^o , et le nombre de retrait d'espèces, n , de façon à minimiser son coût total de retrait et d'usage qui est égal à :

$$\underbrace{nb + r \frac{S(\lambda^o)}{2n}}_{(I)} + \underbrace{\int_0^{\lambda^o} v_c F(T) dT}_{(II)} + \underbrace{\int_{\lambda^o}^{\infty} F(T) \left(v_o + \frac{u_o}{T} \right) dT}_{(III)}$$

Le terme (I) représente le coût de retrait et de détention des espèces. Le terme (II) représente le coût d'utilisation des espèces et le terme (III) le coût d'utilisation du chèque.

Les conditions du premier ordre en n et λ^o du programme de minimisation du consommateur s'écrivent :

$$b - \frac{rS(\lambda^o)}{2n^2} = 0,$$

et

$$\frac{rF(\lambda^o)}{2n} - F(\lambda^o) \left[v_o - v_c + \frac{u_o}{\lambda^o} \right] = 0.$$

La première condition est celle du modèle de Baumol (1953). La seconde condition détermine le niveau de substitution entre cash et chèque. On note n^* et λ^{o*} les valeurs de n et λ^o qui vérifient ce système de deux équations à deux inconnues.

En réécrivant la première condition en fonction de n , on peut réécrire la seconde condition comme suit :

$$\frac{rF(\lambda^{\varrho})}{2} \sqrt{\frac{2b}{rS(\lambda^{\varrho})}} - F(\lambda^{\varrho}) \left[v_{\varrho} - v_c + \frac{u_{\varrho}}{\lambda^{\varrho}} \right] = 0.$$

Posons

$$G(\lambda^{\varrho}, n) = \frac{rF(\lambda^{\varrho})}{2} \sqrt{\frac{2b}{rS(\lambda^{\varrho})}} - F(\lambda^{\varrho}) \left[v_{\varrho} - v_c + \frac{u_{\varrho}}{\lambda^{\varrho}} \right].$$

Sous l'hypothèse que les conditions du premier ordre déterminent un minimum, on a nécessairement $\partial G / \partial \lambda^{\varrho} > 0$ ¹⁰. On peut alors appliquer le théorème des fonctions implicites, qui donne :

$$\text{sgn} \left\{ \frac{\partial \lambda^{\varrho*}}{\partial b} \right\} = -\text{sgn} \left\{ \frac{\partial G}{\partial b} \right\} < 0.$$

Autrement dit, $\lambda^{\varrho*}$ est décroissant avec b , c'est-à-dire : *plus le coût de retrait est élevé, moins les consommateurs utiliseront de cash ; ils préféreront utiliser le chèque*. Une augmentation du coût de retrait a donc deux effets : il accroît le montant moyen d'un retrait (Baumol, 1953) et il diminue l'usage du cash (Whitesell, 1989).

Ce résultat nous permet de comparer la valeur de λ^{ϱ} à l'équilibre pour la population 1, noté $\hat{\lambda}^{\varrho 1}$, et pour la population 2, noté $\hat{\lambda}^{\varrho 2}$. Comme on a $b^g > b^d$, alors on a $\hat{\lambda}^{\varrho 2} > \hat{\lambda}^{\varrho 1}$ et donc $S(\hat{\lambda}^{\varrho 2}) > S(\hat{\lambda}^{\varrho 1})$.

Le modèle théorique prédit donc que les consommateurs de la population 2 font plus de dépenses en espèces que les consommateurs de la population 1. Par contre, pour ce qui est du montant moyen d'un retrait, il y a une indétermination. Le montant moyen d'un retrait à l'équilibre,

$$C^* = \frac{S(\lambda^{\varrho*})}{n^*} = \sqrt{\frac{2bS(\lambda^{\varrho*})}{r}},$$

sera plus grand dans la population 1 que dans la population 2 si et seulement si

$$b^g S(\hat{\lambda}^{\varrho 1}) > b^c S(\hat{\lambda}^{\varrho 2}).$$

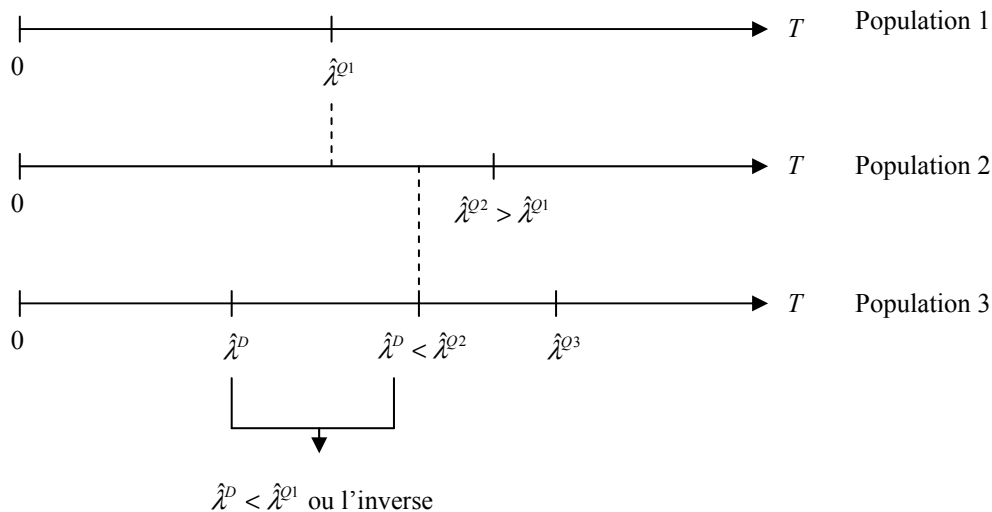
Cette condition est indéterminée car $b^g > b^c$ et $S(\hat{\lambda}^{\varrho 1}) < S(\hat{\lambda}^{\varrho 2})$.

¹⁰ Il s'agit d'un minimum si le Hessien de G est défini positif. Si c'est le cas, alors on a nécessairement $\partial G / \partial \lambda^{\varrho} > 0$.

Considérons la troisième population pour finir. Un consommateur appartenant à cette population réalise ses achats par cash pour les transactions de valeur 0^+ à λ^D , par carte de paiement pour les transactions de valeur λ^D à λ^Q , puis par chèque pour les transactions de valeur supérieure à λ^Q .

Notons $\hat{\lambda}^D$ et $\hat{\lambda}^{Q3}$ les valeurs optimales de λ^D et λ^Q pour un consommateur de la population 3. On a logiquement $\hat{\lambda}^D < \hat{\lambda}^{Q2}$. En effet, s'il n'utilise pas sa carte pour payer, un consommateur de la population 3 réalisera toutes les transactions de valeur supérieure à $\hat{\lambda}^{Q2}$ par chèque. S'il utilise sa carte de paiement, les transactions de valeur très légèrement inférieures ou supérieures à $\hat{\lambda}^{Q2}$ sont réalisées par carte. Avec le même raisonnement, on a $\hat{\lambda}^{Q3} > \hat{\lambda}^{Q2}$.

Figure 2 : Domaine d'usage des instruments de paiement pour chaque population



Ce raisonnement nous permet de conclure que $S(\hat{\lambda}^D) < S(\hat{\lambda}^{Q2})$. Autrement dit, les consommateurs de la population 3 dépensent moins en espèces que les consommateurs de la population 2. Comme le coût d'un retrait est le même pour les consommateurs des populations 2 et 3, ceci implique aussi¹¹ que le montant optimal d'un retrait pour les

¹¹ Ce résultat reste valable si on suppose que le coût d'un retrait est plus faible pour la population 3 que pour la population 2.

consommateurs de la population 3, \hat{C}^3 , est inférieur au montant optimal d'un retrait pour les consommateurs de la population 2, \hat{C}^2 .

Pour résumer, notre modèle aboutit aux résultats suivants :

Résultat 4 : Pour ce qui est des sommes dépensées en cash, nous obtenons :

- Les dépenses en cash des individus qui détiennent une carte de retrait (population 2) doivent être supérieures à celles des personnes sans carte (population 1) et des personnes munies d'une carte de débit (population 3) : $\hat{S}^2 > \hat{S}^1$ et $\hat{S}^2 > \hat{S}^3$;
- Il existe une indétermination théorique quant à la supériorité ou à l'infériorité des dépenses en cash entre les individus sans carte (population 1) et les individus qui détiennent une carte de débit (population 3) : on a $\hat{S}^1 > \hat{S}^3$ si $\hat{\lambda}^D < \hat{\lambda}^{Q1}$ et l'inverse est vrai autrement.

Résultat 5 : Pour ce qui est du montant moyen d'un retrait :

- Les montants retirés par les personnes munies d'une carte de débit (population 3) soient inférieurs à ceux des personnes disposant d'une carte de retrait (population 2) ($\hat{C}^3 < \hat{C}^2$).
- Il existe deux indéterminations théoriques quant à la supériorité ou à l'infériorité des montants moyens retirés entre les individus sans carte et les individus avec une carte de retrait ou avec une carte de paiement. Les indéterminations sont fonction des rapports des coûts de retrait et des sommes dépensées : on a $\hat{C}^1 > \hat{C}^2$ si $b^g/b^e > S(\hat{\lambda}^{Q2})/S(\hat{\lambda}^{Q1})$ et $\hat{C}^3 < \hat{C}^1$ si $b^d/b^g < S(\hat{\lambda}^{Q1})/S(\hat{\lambda}^D)$.

4 Une analyse empirique

L'objet de cette partie est de chercher à valider le modèle théorique développé précédemment et d'en prolonger l'analyse. Nous procédons en trois temps. Dans un premier temps, nous mesurons l'usage et la détention des espèces pour un échantillon de la population française selon que les individus ne détiennent aucune carte, détiennent une carte de retrait uniquement ou bien une carte de paiement. Cette première analyse permet de confronter les prédictions du modèle théorique avec les constats empiriques simples. Dans un second temps, nous estimons économétriquement les montants des espèces détenus et utilisés pour chacune des trois

populations de manière à contrôler l'incidence éventuelle d'autres déterminants (revenus, éducation, âge, etc.). Dans un troisième temps, nous mettons en évidence de manière descriptive les valeurs des seuils de basculement dans l'usage des instruments de paiement pour les trois populations. Cette analyse est réalisée à partir des dépenses effectuées par les individus de notre échantillon.

4.1 Méthodologie : présentation des données de l'enquête

Notre étude s'appuie sur un sondage réalisé en deux étapes au cours des mois de mars à mai 2005 auprès de 1447 individus représentatifs de la population française âgés de 18 ans et plus¹². Les personnes interrogées ont toutes accepté au préalable de participer aux deux étapes du sondage.

La première étape consistait en un questionnaire afin de collecter des informations relatives aux services bancaires et aux instruments de paiement détenus par les individus ainsi que des données socio-économiques sur les personnes (revenu, profession, etc.). La gamme des cartes de paiement et de retrait en France possède quelques spécificités. En plus des traditionnelles cartes de paiement, de débit ou de crédit, qui disposent d'une fonction de retrait sur DAB et d'une fonction de paiement, les français ont la possibilité de détenir également une carte dite « carte de retrait ». Cette dernière carte dispose uniquement d'une fonction de retrait sur DAB et ne permet pas de payer au point de vente ; la carte ne possède donc pas de fonction de paiement. Les individus qui possèdent soit des cartes de paiement (débit/crédit) soit des cartes de retrait ont alors la possibilité de retirer des espèces sur des DAB ; en revanche, les non détenteurs de carte de paiement ou de retrait ont seulement un accès aux guichets des banques pour retirer des espèces. Dans le questionnaire, nous avons précisément interrogé les détenteurs ou non de carte sur leurs comportements de retrait (fréquence, montant et lieu des retraits).

La deuxième étape avait pour objectif de suivre les comportements de consommation et de paiement des individus sur une période de huit jours à l'aide de carnet de dépenses remplis directement par les individus. Sur les 1447 personnes de l'échantillon initial, 1392 ont rempli

¹² L'échantillon a été constitué selon la méthode des quotas à partir de strates géographiques. Sa représentativité a été contrôlée à partir des variables suivantes : le sexe croisé avec la variable actif/inactif, l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, le type d'habitat.

le carnet de dépenses. Nous connaissons donc pour chaque individu, les dépenses totales réalisées à l'aide du cash durant la semaine.

4.2 Détention et utilisation des espèces selon le type de carte détenue

L'analyse des questionnaires nous permet donc de distinguer trois populations qui se caractérisent par une détention ou non d'instruments de paiement et/ou de retrait d'espèces. La première est constituée des individus qui ne possèdent ni de carte de retrait ni de carte de paiement (population 1). Cette population « sans carte » regroupe 150 personnes, soit environ 11% de l'échantillon. La deuxième population est constituée des individus qui ne possèdent qu'une carte de retrait (population 2). Cette population, au nombre de 133 personnes – soit environ 9% de l'échantillon – bénéficie donc uniquement de la fonction retrait des cartes. Enfin, la dernière population est composée des détenteurs d'une carte de paiement (population 3)¹³. Cette population est numériquement la plus importante car elle rassemble 1131 individus, soit 81% de l'échantillon.

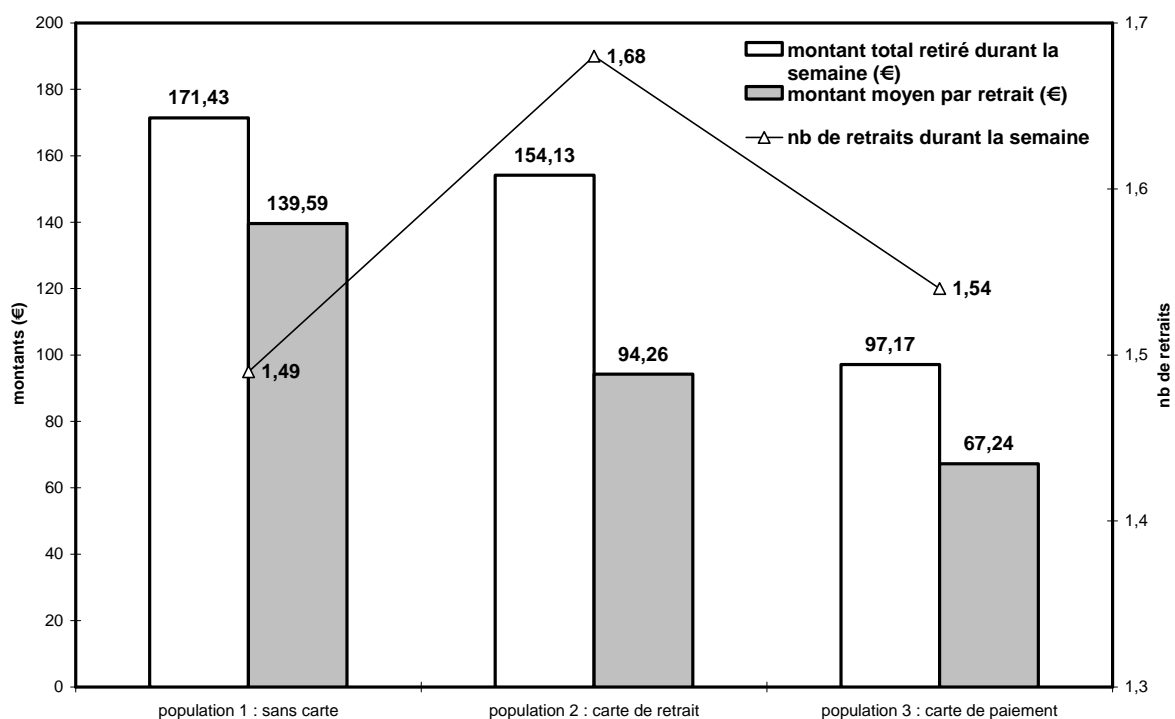
L'analyse des comportements de retrait des trois populations met en évidence de singulières différences. La mesure utilisée pour appréhender les comportements de retrait est le *montant moyen retiré par retrait* (montant total des retraits divisé par la fréquence des retraits)¹⁴. Nous prenons en compte les retraits effectués aux guichets des banques et aux Distributeurs Automatiques de Billets (DAB). Il apparaît que les personnes qui ne possèdent pas de carte détiennent en moyenne 140 euros alors que les personnes possédant uniquement une carte de retrait détiennent 94 euros et les personnes munies d'une carte de paiement 67 euros¹⁵.

¹³ Dans le cas où une personne possède pour un même compte à la fois une carte de paiement et une carte de retrait, nous avons considéré qu'elle faisait partie de cette population du fait de son accès à la fonction de paiement des cartes.

¹⁴ Le calcul à partir du montant total d'espèces retirées durant une semaine donne des résultats strictement similaires.

¹⁵ Les différences de moyenne entre les trois populations sont toutes statistiquement significatives au seuil de 0,001.

Figure 3 : Les comportements de retraits



Au-delà de la détention d'espèces, l'usage des espèces de chaque population est également singulier. À partir de l'exploitation des carnets de dépenses, cinq mesures de ces comportements sont possibles : le nombre d'achats payés par espèces, la valeur des achats payés par espèces, la part dans le nombre total des achats payés par espèces, la part dans la valeur totale de la consommation de la valeur des achats payés par espèces, et le montant des factures payées par espèces. Quelle que soit la mesure retenue pour quantifier l'usage des espèces dans les paiements, l'usage du cash est toujours plus important pour la population des détenteurs de carte de retrait que pour les personnes sans carte et les détenteurs de carte de paiement. Il y a donc une différence de comportement entre les fonctions retrait et paiement en cash entre les trois populations.

Tableau 1 : Les comportements de paiement en cash des trois populations

	Population 1 Sans carte	Population 2 Carte de retrait	Population 3 Carte de paiement
Effectifs	150	111	1131
Nb moyen d'achats payés en espèces	8,01	10,6	7,11
Valeur totale des achats payés en espèces (€)	123,73	162,47	66,22
Part des achats payés en espèces (%)	72,13	84,88	55,53
Part de la valeur des achats payés en espèces (%)	50,66	70,88	26,64
Valeur moyenne des factures payées en espèces	6,86	11,9	1,99

Au final, les comportements de retrait et d'usage du cash observés pour chaque population nous permettent d'énoncer les constats suivants.

Premièrement, le montant moyen retiré de la population des sans carte est supérieur à celui des cartes de retrait et des cartes de débit et le montant moyen des retraits de la population des cartes de retrait est supérieur à celui des individus qui possèdent une carte de débit : en d'autres termes : $E(C_1) > E(C_2) > E(C_3)$ ¹⁶.

Deuxièmement, les dépenses totales en cash réalisées par les individus qui possèdent une carte de débit sont inférieures à celles effectuées par la population des carte de retrait et les dépenses totales en cash réalisées par les individus qui possèdent une carte de retrait sont supérieures à celles des individus sans carte. En outre, nous observons que les dépenses totales en cash réalisées par les individus qui ne possèdent pas de carte sont supérieures à celles des individus qui disposent d'une carte de retrait. En d'autres termes, nous avons : $E(S_3) < E(S_2) > E(S_1)$ et $E(S_1) > E(S_3)$.

Ces deux constats sont en résonance avec les résultats de notre modèle théorique et nous permettent de formuler des hypothèses pour tenter de les valider.

Premièrement, le montant moyen d'espèces détenues croît proportionnellement avec le montant des dépenses réalisées en espèces et plus le montant des dépenses augmente, plus son impact sur les montants détenus est faible.

Deuxièmement, puisque le montant moyen des retraits de la population des individus sans carte ($E(C_1)$) est supérieur à celui de la population des personnes détenant une carte de

¹⁶ $E(.)$ représente l'espérance mathématique de la variable.

retrait ($E(C_2)$), cela implique que le rapport des coûts de retrait d'espèces entre les deux populations est supérieur au rapport des valeurs des achats réalisés dans les deux populations ($b_1/b_2 > S_2/S_1$). De la même manière, le fait que le montant moyen retiré de la population des personnes ne détenant aucune carte ($E(C_1)$) est supérieur au montant de la population des personnes détenant une carte de paiement ($E(C_3)$) induit que le coût relatif des retraits des deux populations est égal aux valeurs relatives des achats payés en espèces ($b_1/b_3 > S_3/S_1$).

Troisièmement, nous constatons les relations suivantes $E(S_3) < E(S_2) > E(S_1)$ et $E(S_1) > E(S_3)$. Ces relations impliquent que l'on aie également les relations suivantes entre les valeurs seuils de basculement : $\lambda_1 < \lambda_2 > \lambda_3$ et $\lambda_1 > \lambda_3$.

Quatrièmement, comme les coûts de retrait sont liés aux valeurs seuils de basculement qui influencent à leur tour les dépenses totales en cash (S_1, S_2, S_3) nous devons trouver que les coûts de retrait pour la population ne possédant aucune carte (b_1) sont supérieurs à ceux de la population possédant une carte de retrait (b_2) et une carte de paiement. En revanche, la différence entre les coûts de retrait de la population des détenteurs d'une carte de retrait (b_2) et ceux des détenteurs d'une carte de paiement doit être voisine de zéro (b_3).

L'objet de la partie qui suit consiste précisément à vérifier les relations établies entre les variables en contrôlant pour un certain nombre d'effets potentiels liés au revenu, à l'âge, etc.

4.3 Estimation de la détention et de l'usage des espèces

Pour connaître, toute chose égale par ailleurs, la forme de la relation entre le montant moyen d'espèces détenues et le montant moyen des transactions réalisées en espèces, nous menons une estimation économétrique de la détention et de l'usage des espèces. Cette analyse est réalisée pour chaque population.

Le montant moyen de cash détenu par un individu de l'échantillon (C_i) peut être estimé à l'aide de 3 types de variables explicatives. La première variable est celle de la valeur des dépenses payées en espèces durant la semaine (S_i^{Cash}). Comme le modèle stipule une relation non linéaire entre les deux variables, nous utiliserons la racine carrée du montant de la dépense ($\sqrt{S_i^{Cash}}$). La deuxième variable explicative concerne le lieu d'approvisionnement des personnes en espèces et nous indique si l'individu réalise une partie de ces retraits aux

guichets des banques ($Bank_i$)¹⁷. Enfin, le dernier ensemble de variable correspond aux caractéristiques socioéconomiques de l'interviewé (X_i). Il s'agit du sexe de la personne, de son âge, de son niveau de diplôme (en 7 catégories), de son niveau de revenu (en 7 catégories) et enfin du niveau d'agglomération de son lieu d'habitation (en 5 catégories). Au final, l'expression à estimer est donc

$$C_i = \alpha \sqrt{S_i^{Cash}} + \delta Bank_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i$$

De la même manière, le montant total des achats réglés par l'individu i au cours de la semaine de l'étude s'explique par les caractéristiques individuelles du répondant (X_i) qui sont identiques à celles utilisées précédemment. Par ailleurs, nous introduisons une *dummy* ($Check_i$) indiquant si la personne possède ou non un chéquier de manière à mettre en évidence l'influence d'un troisième instrument de paiement sur l'usage des espèces (effet de substitution). Enfin, nous introduisons deux éléments de la structure de consommation des individus influençant l'usage des espèces : la fréquentation des petits magasins de quartier au travers de la valeur des achats qui y sont réalisés ($SptCom_i$) et la valeur des achats portant sur des biens alimentaires ($Saliment_i$). En effet, l'intensité de ces types de consommation influence grandement l'utilisation des espèces (Bounie et François, 2006a). Au final, l'expression à estimer est :

$$S_i^{Cash} = \gamma Check_i + \delta_1 Saliment_i + \delta_2 SptCom_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i$$

Théoriquement, il apparaît que la détermination du montant des paiements réalisés en espèces est endogène et peut influencer le montant moyen d'espèces détenues. Cette endogénéité peut être à l'origine d'une mauvaise estimation des coefficients de l'équation portant sur le montant de cash détenu. Nous avons donc évalué cette possibilité à l'aide d'un test de Durbin-Wu-Hausman (voir Annexes). Ce test permet de conclure à la présence d'endogénéité dans l'influence du montant des dépenses payées par espèces. Il est dès lors nécessaire d'endogénéiser la variable. Pour ce faire, nous utilisons les doubles moindres carrés (DMC ou 2SLS). Dans un premier temps, nous estimons le montant des dépenses

¹⁷ Pour une étude plus circonstanciée de l'influence du lieu d'approvisionnement sur les montants d'espèces détenues, voir Bounie et François (2006b).

hebdomadaires puis dans un second temps et à l'aide de la première estimation, nous estimons le montant moyen de cash détenu. Au final, il s'agit donc d'estimer le système suivant :

$$\begin{cases} C_i = \alpha \sqrt{S_i^{Cash}} + \delta Bank_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \\ \sqrt{S_i^{Cash}} = \gamma Check_i + \delta_1 Saliment_i + \delta_2 SptCom_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i \end{cases}$$

Le système est estimé pour chacune des populations¹⁸ : les individus sans carte (modèle 1), les détenteurs d'une carte de retrait uniquement (modèle 2) et les détenteurs d'une carte de paiement (modèle 3). Les résultats de ces estimations sont présentés dans le Tableau 2 ci-dessous.

Premièrement, nous pouvons conclure que la relation entre le montant moyen d'espèces détenues et la valeur totale des achats réglés en espèce n'est pas linéaire et ce, quelle que soit la population d'étude. Plus précisément, plus la valeur totale des dépenses payées en cash des individus augmentent et plus le montant moyen des retraits augmente mais de manière de plus en plus faible. Nous vérifions bien la condition de Baumol (1952) établie dans le Résultat 1 de la première partie.

Deuxièmement, l'impact du montant des dépenses réglées en espèces est différent selon la population étudiée, *i.e.* suivant la détention ou non d'une fonctionnalité des cartes. Ainsi, le coefficient estimé pour la population des individus ne possédant aucune carte s'élève à 18 alors que les coefficients estimés pour la population des individus possédant une carte de retrait et pour la population possédant une carte de paiement sont similaires, très inférieurs et proches de 5. On en déduit donc que $b_1 > b_2 \approx b_3$.

Enfin, les résultats obtenus nous permettent de discuter les relations entre les rapports des coûts des retraits et des valeurs de dépenses en cash. Pour valider le modèle, rappelons que nous devons constater les relations suivantes : $b_1/b_2 > S_2/S_1$ et $b_1/b_3 > S_3/S_1$. L'estimation nous indique que b_1 (coefficient estimé à 18) est strictement supérieur à b_2 et à b_3 (coefficient estimé à 5). Il en résulte que les deux rapports b_1/b_2 et b_1/b_3 sont strictement supérieurs à zéro. De même, nous savons que $E(S_1)$ (92) est strictement supérieur à $E(S_3)$ (48), ce qui implique que le rapport $E(S_3)/E(S_1)$ est strictement inférieur à un. Au final, la

¹⁸ Il est à noter que les populations sont plus réduites du fait de l'absence de données pour certains individus. Les caractéristiques statistiques des trois populations de l'étude sont présentées en annexe.

seconde condition d'inéquation est vérifiée. Concernant l'autre condition, le rapport $E(S_2)/E(S_1)$ (130/92) est d'environ 1,4 alors que le rapport b_1/b_2 est supérieur à 3. La condition est donc également vérifiée. Nous pouvons donc conclure que les montants moyens des retraits des sans carte sont strictement supérieurs au montant moyens des retraits effectués par les individus qui détiennent une carte de retrait ou une carte de paiement.

Tableau 2 : Résultats des estimations pour les trois populations

	Modèle [1]	Modèle [2]	Modèle [3]
Montant Moyen par retrait	Coeff. (se)	Coeff. (se)	Coeff. (se)
Racine Carrée des dépenses en cash	18,741 *** (4,715)	5,511 ** (2,144)	5,816 *** (1,209)
Agglomération : (la catégorie "moins de 2000 hab." est exclue)			
De 2000 à 20000 hab.	13,294 (50,566)	-5,866 (34,271)	-0,816 (6,749)
De 20000 à 100000 hab.	39,86 (60,557)	-16,683 (40,595)	-1,161 (7,214)
Plus de 100000 hab.	17,33 (48,593)	-36,971 (32,139)	-0,504 (6,172)
Paris et agglomération	113,007 ** (56,851)	-58,219 (40,83)	-7,717 (7,915)
Sexe (homme)	-32,236 (35,697)	34,715 (22,349)	4,686 (4,486)
Age	1,351 (0,975)	1,258 (0,971)	1,218 *** (0,159)
Education (la catégorie "aucun diplôme" est exclue)			
BEPC	0,823 (68,653)	-16,854 (38,604)	14,024 (9,924)
BEP, CAP	113,662 ** (45,547)	2,925 (29,283)	10,849 (7,648)
Certificat d'étude	11,652 (76,554)	-49,012 (48,252)	13,532 (11,164)
BAC	45,534 (53,127)	-18,42 (41,661)	5,864 (8,362)
BAC + 2 (BTS, DEUG, ...)	-0,1 (76,428)	-95,933 (72,367)	6,344 (9,141)
BAC + 2 et plus	8,219 (76,751)	3,107 (57,657)	6,014 (9,196)
Revenu (la catégorie "Moins de 500 €" est exclue) :			
De 500 à 1000 €	28,594 (48,746)	18,817 (31,412)	0,983 (7,616)
De 1000 à 1500€	72,623 (52,98)	61,613 * (33,253)	5,749 (7,344)
De 1500€ à 2000€	83,291 (75,499)	44,19 (57,695)	11,39 (8,455)
De 2000€ à 2500€	-117,967 (127,66)	87,505 (53,812)	12,387 (10,782)
De 2500€ à 3000€		100,588 (63,507)	1,102 (13,362)
Plus de 3000€		-58,965 (109,074)	3,219 (14,654)
Ne sait pas	-10,387 (54,235)	91,166 ** (43,98)	11,503 (9,263)
Retrait au guichet de la banque	96,531 ** (37,579)	67,433 ** (25,69)	30,884 *** (6,744)
Constante	-253,735 *** (90,087)	-58,438 (61,488)	-43,736 *** (13,819)
RMSE	153,52	98,07	64,45
F	2,63 (p<0,001)	1,63 (p<0,05)	9,88 (p<0,001)
Pseudo R ²	0,36	0,3	0,2
Racine Carrée des dépenses en cash	Coeff. (se)	Coeff. (se)	Coeff. (se)
Détention de chèque	-4,961 *** (1,293)	-6,154 *** (1,156)	-3,347 *** (0,471)
Valeur totale des achats dans les petits commerces	0,02 ** (0,008)	0,053 *** (0,006)	0,014 *** (0,001)
Valeur totale des achats alimentaires	0,018 *** (0,004)	0,009 (0,007)	0,005 *** (0,001)
Agglomération : (la catégorie "moins de 2000 hab." est exclue)			
De 2000 à 20000 hab.	-1,166 (1,596)	-2,95 ** (1,472)	0,332 (0,429)
De 20000 à 100000 hab.	2,707 (1,827)	-1,918 (1,791)	1,724 *** (0,441)
Plus de 100000 hab.	1,53 (1,447)	-3,97054	1,167 *** (0,38)
Paris et agglomération	1,26 (1,749)	-0,485 (1,789)	2,65 *** (0,458)
Sexe	0,365 (1,106)	0,374 (0,981)	0,481 * (0,289)
Age	-0,00171	-0,023 (0,042)	0,006 (0,01)
Education (la catégorie "aucun diplôme" est exclue)			
BEPC	-1,959 (2,136)	0,236 (1,674)	-1,289 ** (0,63)
BEP, CAP	-0,487 (1,422)	1,399 (1,293)	-0,335 (0,489)
Certificat d'étude	0,911 (2,382)	4,95 ** (2,337)	-0,97075
BAC	-2,512 (1,661)	-0,52 (1,805)	-1,462 *** (0,523)
BAC + 2 (BTS, DEUG, ...)	0,049 (2,35)	6,97 ** (3,123)	-1,346 ** (0,578)
BAC + 2 et plus	-5,887 ** (2,434)	4,816 * (2,571)	-0,617288
Revenu (la catégorie "Moins de 500 €" est exclue) :			
De 500 à 1000 €	1,319 (1,472)	-3,5255	0,005 (0,484)
De 1000 à 1500€	-1,712 (1,729)	0,566 (1,46)	-0,539 (0,466)
De 1500€ à 2000€	-1,364 (2,27)	1,937 (2,636)	-0,824 (0,539)
De 2000€ à 2500€	-1,815 (3,992)	-0,453 (2,49)	-0,83936
De 2500€ à 3000€		-15,853944	-0,778 (0,853)
Plus de 3000€		-1,893 (4,874)	-0,963 (0,941)
Ne sait pas	0,898 (1,696)	-3,833 ** (1,89)	0,081 (0,584)
Constante	12,179 *** (2,343)	11,654 *** (2,39)	7,83 *** (0,799)
RMSE	4,74	4,27	4,1
F	3,46 (p<0,001)	6,77 (p<0,001)	12,16 (p<0,001)
Pseudo R ²	0,48	0,67	0,22
	N = 98	N = 98	N = 957

4.4 Valeurs et seuils de changement entre les instruments de paiement

La troisième condition à vérifier porte sur les seuils de valeur de basculement entre les instruments de paiement. Plus précisément, pour valider le modèle, il faut que $\lambda_1 < \lambda_2 > \lambda_3$ et $\lambda_1 > \lambda_3$. A partir des carnets de dépenses des trois populations, il nous est possible de distinguer les valeurs pour lesquelles les fréquences d'usage des instruments de paiement s'inversent.

Tableau 3 : Répartition des transactions par instrument de paiement et par population

	Population des sans cartes	Population des cartes de retrait	Population détenteurs des cartes de paiement
Nb de transactions	1629 (100%)	1369 (100%)	13629 (100%)
Nb de transactions par espèces	1202 (73,8%)	1177 (86,0%)	8039 (59,0 %)
Nb de transactions par chèques	334 (20,5%)	168 (12,3%)	1788 (13,1%)
Nb de transactions par carte de débit	-	-	3393 (24,9%)

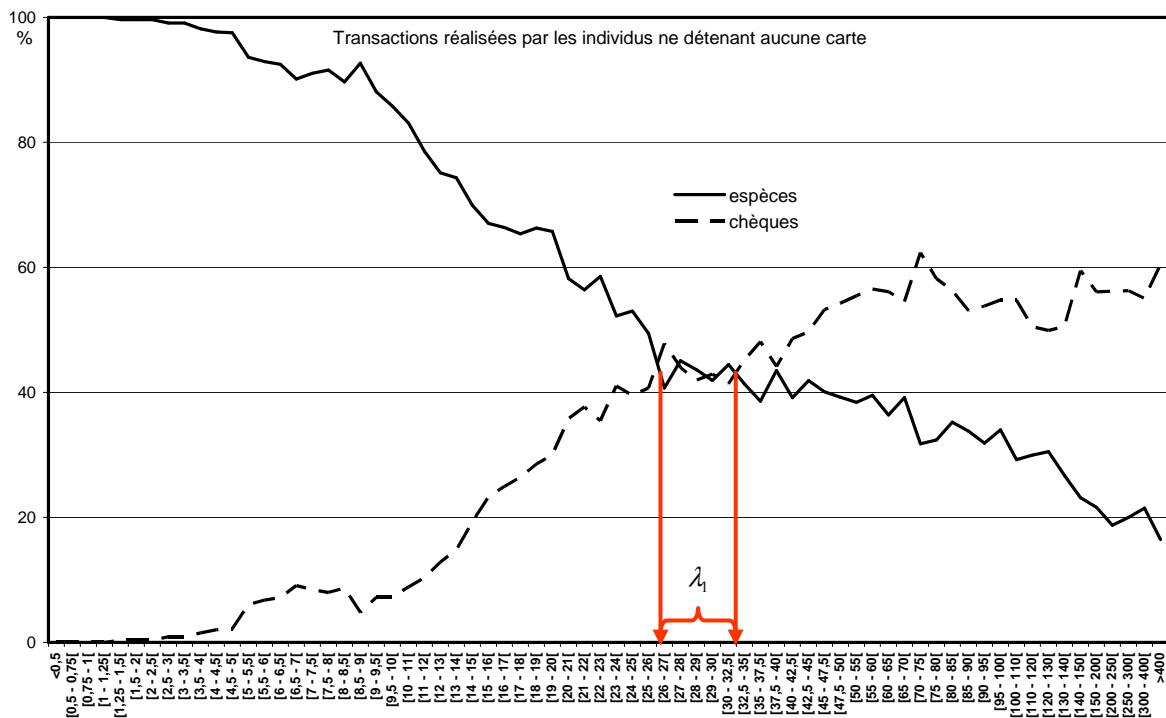
A partir des relevés, nous avons constitué 70 classes de valeurs d'intervalle¹⁹. Pour chaque intervalle, nous connaissons la part des achats effectués avec chaque instrument de paiement. Les variations des parts pour chaque population sont présentées dans les graphiques ci-dessous²⁰.

Les graphiques proposés nous donnent une évaluation des seuils de valeur de basculement. Le premier constat est que nous observons un seuil de basculement entre les espèces et le chèque pour la population des personnes qui ne détiennent aucune carte pour des valeurs de transaction situées entre 26 euros et 32 euros (*Cf.* Figure 4).

¹⁹ Les classes d'intervalle ne sont pas constantes.

²⁰ De manière à lisser les courbes, nous présentons les moyennes mobiles simples calculées pour chaque classe.

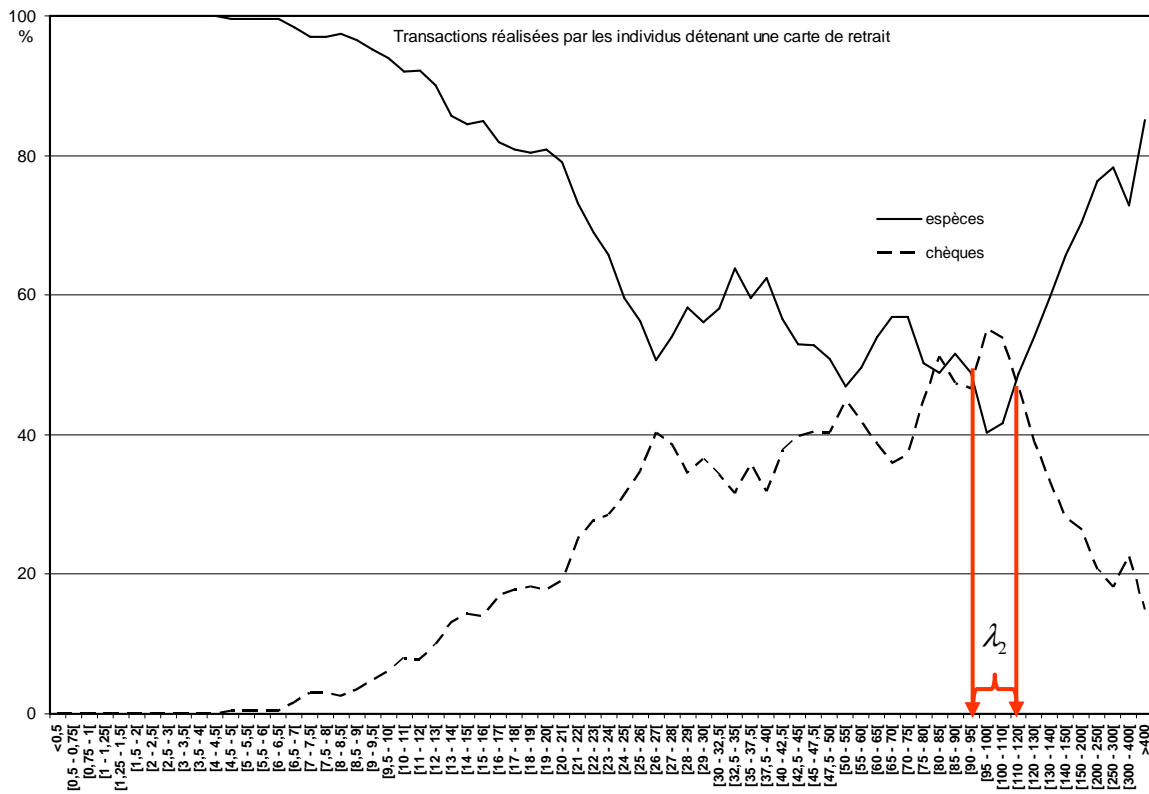
Figure 4 : Fréquence d'usage des instruments de paiement par les individus qui ne détiennent aucune carte



Ce résultat signifie qu'il est moins coûteux pour cette population d'utiliser du cash pour des valeurs inférieures à 26 euros environ. Au-delà, les coûts de retrait supportés pour retirer des espèces en banque excèdent les coûts d'utilisation du chèque de sorte que la population des sans cartes utilisent plus fréquemment le chèque.

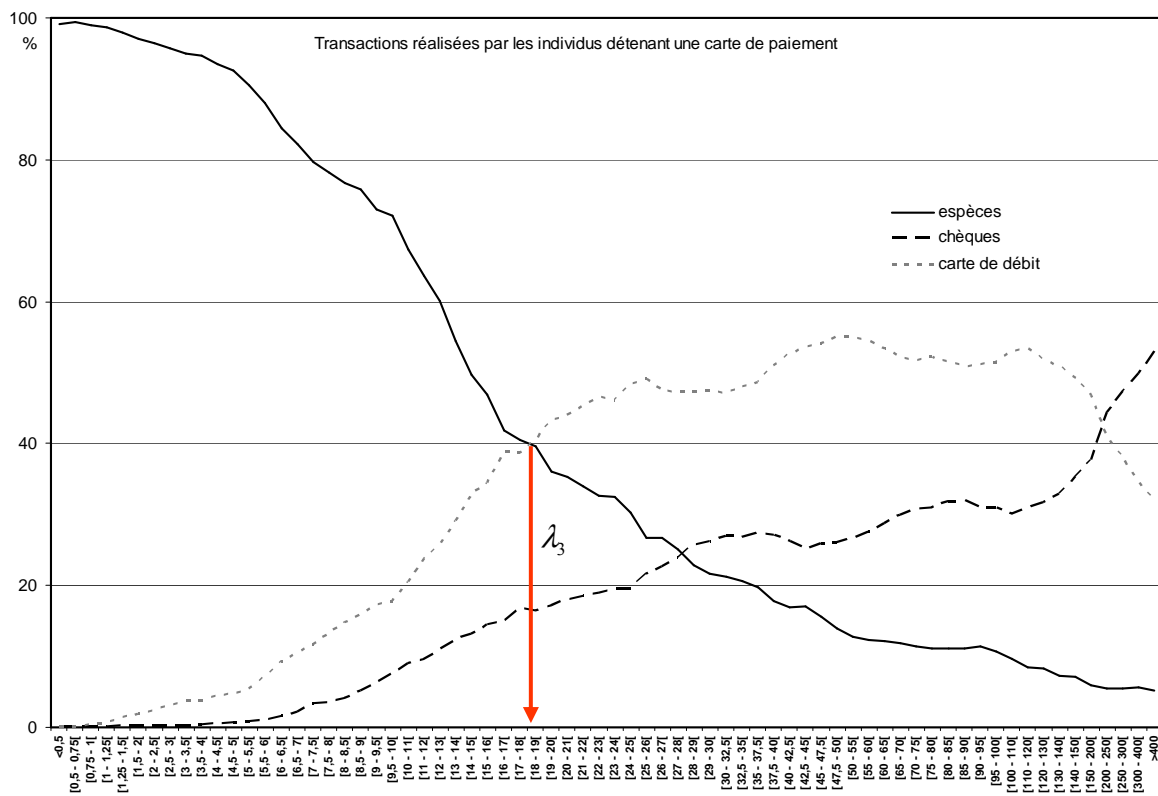
De même, la Figure 5 montre clairement l'effet de la fonction de retrait de la carte sur les seuils de basculement entre cash et chèque pour la population des personnes qui détiennent des cartes de retrait. La baisse des coûts d'accès au cash pour ces individus rend plus coûteux l'usage du chèque. Ainsi, à l'exception des transactions qui se situent entre 90 et 120 euros, les transactions sont toutes réglées à l'aide du cash. L'effet de substitution de la fonction retrait des cartes mis en évidence par Whitesell (1989) est donc bien confirmé empiriquement. Ce résultat confirme également que la valeur du seuil de basculement entre le cash et le chèque pour les individus des populations sans carte (λ_1) et avec carte de retrait (λ_2) est bien vérifiée : nous obtenons ainsi : $\lambda_1 < \lambda_2$.

Figure 5 : Fréquence d'usage des instruments de paiement par les individus qui détiennent une carte de retrait



Enfin, la valeur du seuil de basculement entre les espèces et la carte de paiement pour la population détenant une carte de paiement se situe autour de 19 euros. Cette valeur est strictement inférieure à la valeur de basculement entre les espèces et le chèque pour la population des détenteurs d'une carte de retrait. Ce résultat signifie que l'adoption de la fonction de paiement (qui différencie la carte de paiement de la carte de retrait) a un impact non négligeable sur les coûts relatifs d'usage du chèque et des espèces. L'adoption d'une fonctionnalité de paiement sur la carte rend plus coûteux l'usage du cash. Ce résultat confirme également que la valeur du seuil de basculement entre le cash et la carte pour les individus disposant d'une carte de paiement est inférieure à celle des individus qui ne détiennent pas de carte $\lambda_3 < \lambda_1$. De même, nous confirmons que $\lambda_3 < \lambda_2$, *i.e.*, que la valeur du seuil de basculement entre le cash et la carte pour les individus disposant d'une carte de retrait est supérieure à la valeur du seuil de basculement entre le cash et le chèque pour les individus détenant une carte de retrait. Nous pouvons en déduire que le coût d'usage de la carte est inférieur au coût d'usage du chèque (pour des petites valeurs de transaction).

Figure 6 : Fréquence d’usage des instruments de paiement par les individus qui ne détiennent une carte de paiement



Au final, il ressort de l’analyse empirique, d’une part, que les prédictions du modèle théorique en termes de comportements de détention et d’usage des espèces selon le type de carte détenue ou non sont vérifiées et, d’autre part, que les relations explicatives de ces comportements sont également vérifiées. Notre modèle semble donc pertinent pour rendre compte de l’influence de la détention des cartes de paiement sur les choix de détention et d’usage des espèces.

5 Discussions

Dans cette section, nous utilisons les résultats des estimations précédentes pour répondre à deux questions. Premièrement, peut-on mesurer les effets de l’adoption d’une carte de retrait ou d’une carte de paiement pour les populations sans cartes ou munies d’une carte de retrait sur la détention et l’usage des espèces ? Deuxièmement, connaissant les impacts de l’adoption d’une carte de paiement pour les individus sans carte, peut-on identifier et quantifier les

variations constatées sur la détention et l'usage moyen des espèces imputables à la fonction retrait et à la fonction paiement des cartes ?

Pour envisager les effets différenciés de la fonction retrait et paiement de la carte, nous adoptons une démarche « naïve » qui consiste à faire l'hypothèse de la stabilité des estimateurs entre les populations²¹. En d'autres termes, cette méthode consiste à estimer les valeurs moyennes dépensées en cash et les montants moyens de cash retirés selon plusieurs scénarios. Dans le premier, nous estimons les deux valeurs en supposant que les individus sans carte détiennent désormais une carte de retrait. Dans le deuxième scénario, nous évaluons les impacts de l'équipement des individus sans cartes en carte de paiement. Enfin, dans le troisième scénario, nous envisageons les effets de l'équipement en carte de paiement de la population des cartes de retrait.

Le Tableau 4 ci-dessous nous permet de remarquer que l'équipement de la population des sans carte en carte de retrait a un impact négatif sur le montant moyen retiré de cash ($\Delta C = -26$ euros) et positif sur les dépenses moyennes payées en cash ($\Delta S = +3$ euros). En d'autres termes, si la population des personnes ne détenant aucune carte était équipée d'une carte de retrait, alors le montant moyen de détention de cash de cette population diminuerait de 19% et son usage des espèces augmenterait de 4%. A l'inverse, si l'impact de l'équipement en carte de paiement des sans carte en carte de paiement a également un effet négatif sur le montant moyen des retraits de cash ($\Delta C = -37$ euros), elle a aussi un impact négatif sur les dépenses moyennes payées en cash ($\Delta S = -32$ euros). Dès lors, si la population des sans carte était équipée d'une carte de paiement, le montant moyen de leur retrait et le montant moyen de leurs dépenses en espèces diminueraient respectivement de 27% et 35%.

Tableau 4 : Moyennes pour la population des « sans cartes »

	Montant moyen retiré (C)	ΔC	Dépenses moyennes payées en cash (S)	ΔS
Moyenne effective	140		92	
Moyenne estimée si :				
l'individu possède une carte de retrait	114	-26	95	3
l'individu possède une carte de paiement	102	-37	59	-32

²¹ Cette méthode ne permet cependant pas de contrôler les effets d'auto-sélection et de sélection sur les inobservables.

De même, le Tableau 5 ci-dessous nous permet de constater que l'équipement de la population des cartes de retrait en carte de paiement a un impact négatif sur le montant moyen des retraits de cash ($\Delta C = -3$ euros) – ce qui est équivalent à une baisse du montant moyen détenu de 3% – et négatif sur les dépenses moyennes payées en cash ($\Delta S = -52$ euros) – ce qui revient à une baisse du montant moyen dépensé en cash de 40%.

Ces évaluations peuvent avoir des conséquences prescriptives importantes. Supposons par exemple que l'objectif est de limiter l'usage des espèces en raison de leur coût important pour les banques. Dans ce cas, la recherche d'un équipement de la population en carte de retrait n'est pas efficace puisque le développement de ces cartes induit une augmentation des dépenses réglées en espèces. En revanche, et toujours dans cet objectif, l'équipement en carte de paiement est beaucoup plus efficace. Nous pouvons également nous interroger quant à savoir quel public doit être la cible des efforts d'équipement. Dit autrement, vaut-il mieux équiper d'une carte de paiement les personnes sans carte ou les personnes détenant une carte de retrait ? Notre calcul simple montre que l'équipement en carte de paiement des personnes sans cartes est plus efficace car la réduction de la détention et de l'usage des espèces est plus importante pour ces individus que pour les individus détenant une carte de retrait.

Tableau 5 : Moyennes pour la population des « cartes de retrait »

	Montant moyen retiré	ΔC	Dépenses moyennes payées en cash	ΔS
Moyenne effective	94		130	
Moyenne estimée si l'individu possède une carte de paiement	91	-3	78	-52

Enfin, nous venons de calculer l'effet de l'adoption d'une carte de retrait et d'une carte de paiement pour les sans carte sur la détention (ΔC) et l'usage de cash (ΔS). Nous sommes donc en mesure, par différence, de connaître les effets nets de la carte de paiement sur la détention et l'usage de cash imputables aux fonctions retrait et paiement des cartes. En effet, nous connaissons, d'une part, les effets de l'adoption d'une carte de retrait pour les sans carte sur la détention et l'usage de cash ; or par définition la variation est uniquement imputable à la fonction retrait de la carte. D'autre part, nous connaissons également les effets de l'adoption d'une carte de paiement pour les sans carte sur la détention et l'usage de cash ; or par

définition la variation est imputable à la fonction retrait, que nous venons de mesurer, et à la fonction paiement de la carte. Par un simple calcul de différence, nous pouvons donc en déduire les effets nets des fonctions paiement et retrait des cartes sur la détention et l'usage de cash.

Notons la variation de la moyenne du montant moyen détenu due au changement d'équipement ($\Delta E(C)$) comme la somme d'une variation de la moyenne du montant détenu liée à la fonction retrait de la carte ($\Delta^R E(C)$) et d'une variation de la moyenne du montant détenu liée à la fonction paiement de la carte ($\Delta^P E(C)$). De même, notons la variation du montant moyen d'espèces utilisées due au changement d'équipement ($\Delta E(S)$) comme la somme d'une variation du montant moyen d'espèces utilisées liée à la fonction retrait ($\Delta^R E(S)$) et d'une variation du montant moyen d'espèces utilisées liée à la fonction paiement de la carte ($\Delta^P E(S)$)²². Au final, nous avons donc :

$$\begin{aligned}\Delta E(C) &= \Delta^R E(C) + \Delta^P E(C) \\ \Delta E(S) &= \Delta^R E(S) + \Delta^P E(S)\end{aligned}$$

Cette décomposition, qui donne plus des ordres de grandeur des effets distingués qu'une évaluation précise, est donnée dans le Tableau 6.

Tableau 6 : Décomposition de l'effet de la carte de débit sur l'usage et la détention de cash

	Effet de la fonction retrait : Δ^R	Effet de la fonction paiement : Δ^P
Variation du montant moyen retiré de cash :		
$\Delta E(C) = -37 =$	-26	-11
Variation des dépenses payées en cash :		
$\Delta E(S) = -32 =$	+3	-35

Nous constatons que la variation du montant moyen retiré de cash ($\Delta E(C)$) s'explique au 2/3 par l'effet de la fonction retrait (Δ^R) et au 1/3 par la fonction paiement (Δ^P). De plus, il est à noter que les deux effets vont dans le même sens d'une diminution des montants d'espèces détenues induite par les fonctionnalités de la carte. En revanche et en ce qui

²² Par définition, l'effet de la fonction paiement résulte du calcul suivant : $\Delta^P E(.) = \Delta E(.) - \Delta^R E(.)$.

concerne la variation des montants moyens d'espèces utilisées ($\Delta E(S)$), les deux effets vont en sens contraire. Mais comme l'effet de la fonction de paiement est dix fois supérieur à l'effet de la fonction de retrait, celui-ci l'emporte largement, ce qui au final conduit à un effet total négatif des fonctionnalités de la carte de débit sur l'usage des espèces.

En conclusion, notre analyse nous permet de tirer des enseignements sur les effets à attendre de l'adoption des cartes de paiement sur la détention et l'usage des espèces par les individus. Premièrement, la fonction retrait de la carte de paiement a un effet négatif sur la détention des espèces du fait de la baisse des coûts d'accès au cash (DAB versus banque). Mais, du fait de la baisse des coûts de retrait, les coûts relatifs d'usage des instruments de paiement augmentent et incitent les consommateurs à accroître les dépenses totales en espèces. Deuxièmement, la fonction paiement de la carte entraîne une diminution des coûts des paiements et accroît, dans le même temps, les coûts d'usage du cash. Il en résulte donc une substitution *directe* des paiements par carte aux paiements en espèces et une réduction *indirecte* des retraits en banque ou sur les DAB. Au final, cependant, *l'effet de substitution de la fonction paiement* l'emporte sur *l'effet de substitution de la fonction retrait* et la carte de paiement affecte négativement la détention et l'usage des espèces par les individus.

6 Conclusion

L'objet de l'article consistait à évaluer les impacts de l'adoption d'une carte de paiement sur la détention et l'usage de cash des individus.

Les travaux empiriques, jusqu'à présent, n'ont pas réussi à isoler les impacts des fonctions retrait et paiement de la carte de débit sur l'usage de cash des individus. Une telle démonstration nécessitait de suivre et d'étudier dans le temps les évolutions de la demande de cash d'un individu sans carte susceptible d'adopter une carte de paiement et de comparer son comportement de retrait et de dépenses en cash avant et après l'adoption de la carte de paiement. En l'absence de telles données, nous avons privilégié une autre méthode d'analyse. Nous avons exploité les spécificités du marché français des cartes bancaires qui repose sur l'émission de carte de retrait – il n'existe pas de fonction de paiement sur la carte – et de carte de paiement équipée d'une fonction retrait et d'une fonction paiement. Après une extension des modèles de Baumol (1952) et Whitesell (1989), nous avons donc utilisé des données d'enquête sur les retraits et les paiements en cash de trois populations qui disposent soit d'une carte de retrait soit d'une carte de paiement ou bien qui ne disposent pas de carte du tout (cette

population arbitre entre le cash et le chèque). Cette méthode nous a permis d'isoler l'effet retrait d'une carte (carte de retrait) de l'effet paiement (carte de paiement).

Au final, nos résultats permettent de confirmer l'existence de l'effet théorique mis en évidence par Whitesell (1989) : la fonction retrait des cartes de paiement a un impact positif sur l'usage de cash des individus. Nous montrons en effet que si la fonction retrait des cartes permet bien de réduire la détention de cash (baisse des montants des retraits), la baisse des coûts d'accès au cash (du fait des possibilités de retrait sur DAB) accroît clairement l'usage de cash des individus munis d'une carte de retrait. Nous contrôlons à l'aide d'un modèle économétrique que ces effets ne sont pas dus à des effets de revenus, d'âge, etc. En outre, cet effet retrait s'accompagne également d'une substitution des paiements par carte aux paiements en cash pour les individus munis d'une carte de paiement de sorte que l'effet net final se traduit par un effet négatif sur l'usage du cash. En d'autres termes, l'effet de la fonction paiement l'emporte sur l'effet de la fonction retrait et les individus équipés d'une carte de paiement utilisent moins fréquemment le cash au cours de leurs achats que les individus qui ne sont pas équipés d'une carte de paiement.

7 Annexes

7.1 Annexe 1 : Caractéristiques des individus des trois populations

L'étude des caractéristiques sociodémographiques des trois populations révèle une certaine homogénéité des populations. Quelques différences peuvent être toutefois commentées. Premièrement, nous constatons que la répartition de la population possédant une carte de paiement est très proche de la répartition de la population sans carte, alors que les individus ne possédant qu'une carte de retrait habitent plus en proportion les villes de plus de 100 000 habitants et moins les zones plus rurales (moins de 2000 habitants). Deuxièmement, la répartition homme/femme des populations montre que les femmes sont surreprésentées parmi la population des individus sans carte et parmi la population des individus possédant uniquement une carte de retrait. Troisièmement, les personnes détenant uniquement une carte de retrait sont en moyenne plus jeunes (40 ans) que les personnes détenant une carte de paiement (43 ans) et que les personnes ne détenant aucune carte (49 ans). Quatrièmement, nous remarquons également que les individus avec une carte de retrait sont en moyenne moins diplômés que ceux détenant une carte de paiement et que les porteurs d'une carte de paiement sont plus diplômés que les autres. Cinquièmement, il apparaît que les personnes de la population des détenteurs de carte de paiement perçoivent des revenus plus élevés que les deux autres populations ; les sans cartes ont en moyenne les plus faibles revenus.

Tableau 7 : Caractéristiques des trois populations

Variable	Population 1 : sans carte (N=98)				Population 2 : carte de retrait (N=98)				Population 3 : carte de débit (N=957)			
	Moyenne	Ecart type	Min	Max	Moyenne	Ecart type	Min	Max	Moyenne	Ecart type	Min	Max
Montant Moyen par retrait	139,59	169,86	10	1000	94,26	103,36	20	500	67,24	71,25	10	615
Racine Carrée des dépenses en cash	9,57	5,78	0	27,40073	11,41	6,49	0	36,30014	6,93	4,60	0	35,17243
Agglomération :												
Moins de 2000 hab.	0,23	0,43	0	1	0,18	0,39	0	1	0,22	0,42	0	1
De 2000 à 20000 hab.	0,19	0,40	0	1	0,19	0,40	0	1	0,17	0,38	0	1
De 20000 à 100000 hab.	0,11	0,32	0	1	0,11	0,32	0	1	0,16	0,37	0	1
Plus de 100000 hab.	0,29	0,45	0	1	0,34	0,48	0	1	0,29	0,45	0	1
Paris et agglomération	0,17	0,38	0	1	0,17	0,38	0	1	0,16	0,37	0	1
Sexe												
Homme	0,36	0,48	0	1	0,39	0,49	0	1	0,45	0,50	0	1
Femme												
Age	48,96	19,02	18	84	39,84	14,38	18	74	42,87	15,29	18	88
Education :												
Aucun diplôme	0,23	0,42	0	1	0,29	0,45	0	1	0,11	0,31	0	1
BEPC	0,08	0,28	0	1	0,12	0,33	0	1	0,08	0,27	0	1
BEP, CAP	0,30	0,46	0	1	0,35	0,48	0	1	0,29	0,46	0	1
Certificat d'étude	0,06	0,24	0	1	0,06	0,24	0	1	0,06	0,24	0	1
BAC	0,18	0,39	0	1	0,10	0,30	0	1	0,20	0,40	0	1
BAC + 2 (BTS, DEUG, ...)	0,07	0,26	0	1	0,03	0,17	0	1	0,13	0,34	0	1
BAC + 2 et plus	0,07	0,26	0	1	0,05	0,22	0	1	0,13	0,34	0	1
Revenu :												
Moins de 500 €	0,20	0,41	0	1	0,29	0,45	0	1	0,13	0,33	0	1
De 500 à 1000 €	0,29	0,45	0	1	0,30	0,46	0	1	0,20	0,40	0	1
De 1000 à 1500€	0,20	0,41	0	1	0,20	0,41	0	1	0,28	0,45	0	1
De 1500€ à 2000€	0,08	0,28	0	1	0,04	0,20	0	1	0,16	0,37	0	1
De 2000€ à 2500€	0,02	0,14	0	1	0,05	0,22	0	1	0,06	0,24	0	1
De 2500€ à 3000€	0,00	0,00	0	0	0,05	0,22	0	1	0,03	0,18	0	1
Plus de 3000€	0,00	0,00	0	0	0,01	0,10	0	1	0,03	0,17	0	1
Ne sait pas	0,20	0,41	0	1	0,14	0,35	0	1	0,10	0,31	0	1
Retrait au guichet de la banque	0,61	0,49	0	1	0,28	0,45	0	1	0,14	0,35	0	1
Détention de chèque	0,74	0,44	0	1	0,37	0,48	0	1	0,90	0,29	0	1
Valeur totale des achats dans les petits commerces	69,73	73,44	0	346	71,42	85,20	0	590,7	6,93	4,60	0	35,17243
Valeur totale des achats alimentaires	149,89	127,72	0	684,6	108,18	76,46	0	337,1	84,43	99,16	0	1214,1

7.2 Annexe 2 : Test de l'endogénéité de la variable portant sur le montant des achats hebdomadaire payés par espèces

Le principe du test est le suivant. Avant d'estimer les équations simultanées suivantes :

$$\begin{aligned} Z &= \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \varepsilon \\ Y &= \beta_0 + \beta_1 Z + \alpha_2 X_3 + \varepsilon \end{aligned}$$

on doit savoir s'il est nécessaire d'utiliser une variable instrumentale, c'est-à-dire si l'ensemble des estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires est valide ou non.

Le test de Durbin-Wu-Hausman a été proposé par Davidson et MacKinnon (1993) dont le principe est d'inclure le résidu obtenu de la première régression comme variable explicative de l'estimation de la seconde équation. Le système devient

$$\begin{aligned} \hat{Z} &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_1 + \hat{\alpha}_2 X_2 + \hat{\varepsilon} \\ Y &= \beta_0 + \beta_1 Z + \alpha_2 X_3 + \alpha_3 \hat{\varepsilon} + \varepsilon \end{aligned}$$

Et si le coefficient associé à cette variable (α_3) est significativement différent de zéro, cela signifie que les moindres carrés ordinaires ne sont pas la méthode d'estimation la plus efficace et qu'il est nécessaire d'instrumentaliser la variable en cause via une estimation par les doubles moindres carrés par exemple.

L'application du test à nos estimations se fait de la manière suivante. En premier lieu, nous estimons la racine carrée de la valeur des achats payés par espèces durant la semaine à partir des variables explicatives décrites dans le texte, soit l'équation

$$\sqrt{S_i^{Cash}} = \beta_1 CarteRet_i + \beta_2 CartePaie_i + \gamma Check_i + \delta_1 Saliment_i + \delta_2 SptCom_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i$$

L'estimation nous donne les résidus $\hat{\varepsilon}_i$ pour chaque observation. Nous utilisons ces résidus comme variable explicative de l'équation du montant moyen de cash détenu, soit

$$C_i = \alpha_1 \sqrt{S_i^{Cash}} + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_i + \beta_1 CarteRet_i + \beta_2 CartePaie_i + \delta Bank_i + \gamma_i X_i + \varepsilon_i$$

Les résultats obtenus sont les suivants

Tableau 8 : Estimation de la valeur des achats réglés en pièces et billets

Variable indépendante	N = 1153 R ² adj = 0,27 Coeff (se)
Détention de chèque	-4,64 *** (0,38)
Valeur totale des achats dans les petits commerces	0,015 *** (0,001)
Valeur totale des achats alimentaires	0,008 *** (0,001)
Agglomération : (la catégorie "moins de 2000 hab." est exclue)	
De 2000 à 20000 hab.	0,036 (0,412)
De 20000 à 100000 hab.	1,636 *** (0,431)
Plus de 100000 hab.	1,033 *** (0,365)
Paris et agglomération	2,452 *** (0,443)
Sexe (femme exclue)	0,329 (0,275)
Age	-0,001 (0,009)
Education (la catégorie "aucun diplôme" est exclue")	
BEPC	-1,274 ** (0,572)
BEP, CAP	-0,526 (0,434)
Certificat d'étude	-1,362 ** (0,652)
BAC	-1,837 *** (0,479)
BAC + 2 (BTS, DEUG, ...)	-1,599 *** (0,544)
BAC + 2 et plus	-1,602 *** (0,549)
Revenu (la catégorie "Moins de 500 €" est exclue) :	
De 500 à 1000 €	0,002 (0,445)
De 1000 à 1500€	-0,558 (0,438)
De 1500€ à 2000€	-0,442552
De 2000€ à 2500€	-0,779688
De 2500€ à 3000€	-0,72 (0,827)
Plus de 3000€	-1,058 (0,95)
Ne sait pas	-0,026 (0,536)
Constante	9,643 *** (0,695)

Tableau 9 : Estimation du montant moyen d'espèces détenues

Variable indépendante	N = 1153 R ² adj. = 0,21 Coeff (se)
Montant moyen des espèces détenues	7,182 *** (0,956)
Résidus	-3,049 *** (1,083)
Retrait au guichet de la banque	49,595 *** (6,227)
Agglomération : (la catégorie "moins de 2000 hab." est exclue)	
De 2000 à 20000 hab.	0,743 (7,518)
De 20000 à 100000 hab.	1,323 (7,996)
Plus de 100000 hab.	-0,701 (6,807)
Paris et agglomération	-7,549 (8,543)
Sexe (femme exclue)	1,037 (4,957)
Age	1,285 *** (0,171)
Education (la catégorie "aucun diplôme" est exclue")	
BEPC	10,61 (10,429)
BEP, CAP	24,24 *** (7,958)
Certificat d'étude	8,101 (11,956)
BAC	13,536 (9,008)
BAC + 2 (BTS, DEUG, ...)	12,318 (10,062)
BAC + 2 et plus	14,178 (10,203)
Revenu (la catégorie "Moins de 500 €" est exclue) :	
De 500 à 1000 €	6,732 (8,136)
De 1000 à 1500€	15,057 * (7,995)
De 1500€ à 2000€	13,668 (9,424)
De 2000€ à 2500€	15,985 (12,033)
De 2500€ à 3000€	8,678 (15,067)
Plus de 3000€	2,472 (17,171)
Ne sait pas	17,637 * (9,834)
Constante	-67,659 *** (14,63)

Nous pouvons constater que dans la seconde équation, le coefficient associé au terme des erreurs estimé de la première équation est significativement différente de zéro au seuil de 0,01. Il apparaît donc que l'usage des MCO pour l'estimation du montant moyen d'espèces détenu est inapproprié et qu'il est nécessaire d'endogénéiser la variable représentant la valeur des achats réalisés par espèces.

8 Références

- Baumol, W. 1952. “The Transaction Demand for Cash – An Inventory Theoretic Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 66 (Nov.): 545-56.
- Bounie, D. et A. François. 2006. “Is the Baumol's 'Square Root Law' Still Relevant? Evidence from Micro-Level Data”, *Telecom Paris Economics Working Paper*, 06/09/ESS.
- Bounie, D. et A. François. 2006. “Cash, Check or Bank Card: the Effects of Transaction Characteristics on the Use of Payment Instruments”, *Telecom Paris Economics Working Paper*, 06/05/ESS.
- Davidson, R. et J.G. MacKinnon. 1993. *Estimations and Inference in Econometrics*, New York : Oxford University Press.
- Drehmann, M., C. Goodhart and M. Krueger. 2002. “The Challenges Facing Currency Usage: Will the Traditional Transaction Medium Be Able To Resist Competition From the New Technologies?”, *Economic Policy*, 34, 195–227.
- Rinaldi, L. 2001. “Payment Cards and Money Demand in Belgium”, *CES Discussion Paper DPS 01.16*, KU Leuven.
- Santomero, A. and J. Seater. 1996. “Alternative Monies and the Demand for Media of Exchange”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 942-960.
- Snellman, J., J. Vesala and D. Humphrey. 2001. “Substitution of Noncash Payment Instruments for Cash in Europe”, *Journal of Financial Services Research*, 19(2–3), 131–145.
- Snellman, H. and M. Viren. 2006. “ATM Networks and Cash Usage”, mimeo.
- Stix, H. 2004. “How Do Debit Cards Affect Cash Demand? Survey Data Evidence”, *Empirica*, 31: 91-115.
- Van Hove, L. 2004. “Cost-Based Pricing of Payment Instruments: the State of the Debate”, *De Economist*, Vol. 152, N°. 1, p. 79-100.
- Van Hove, L. 2006. “Why fighting cash is a worthy cause”, *ProChip*, 8-13.
- Whitesell, W. 1989. “The Demand for Currency Versus Debitable Accounts”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21 (2), 246-251.