Παραμετρική και μη παραμετρική εκτίμηση συναρτήσεων ζήτησης τροφίμων στην περίπτωση ύπαρξης προβλήματος μηδενικής δαπάνης: Η ζήτηση νωπών ψαριών στην Ελλάδα

Απόστολος Πολύμερος* [(1)], Παναγιώτης Λαζαρίδης και Παναγιώτης Φουσέκης*****

Περίληψη

Ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα που αντιμετωπίζει η εμπειρική ανάλυση της ζήτησης τροφίμων που βασίζεται σε πρωτογενή στοιχεία οικογενειακών προϋπολογισμών είναι το πρόβλημα της μηδενικής δαπάνης. Μια από τις πιο δημοφιλείς λύσεις που προτάθηκαν για το συγκεκριμένο πρόβλημα είναι το υπόδειγμα δύο σταδίων του Heckman. Ένας από τους βασικούς περιορισμούς του υποδείγματος αυτού είναι ότι στο πρώτο στάδιο, στο στάδιο δηλαδή της απόφασης για συμμετοχή στην αγορά, χρησιμοποιεί ως δεδομένο ότι η πιθανότητα διαμορφώνεται με βάση την κανονική κατανομή. Πρόσφατη έρευνα όμως που διερεύνησε την υπόθεση αυτή σε ένα μεγάλο αριθμό τροφίμων την απέρριψε σε σημαντικό ποσοστό από αυτά.

Στην έρευνα αυτή επιχειρείται μια μη παραμετρική προσέγγιση της λογικής του υποδείγματος Heckman και η σύγκριση της μεθόδου αυτής με την αντίστοιχη παραμετρική. Για τον σκοπό αυτό εκτιμήθηκε η συνάρτηση ζήτησης νωπών ψαριών στην Ελλάδα και με τις δύο μεθόδους. Από τα αποτελέσματα προέκυψαν διαφορές που δικαιολογούν την επιλογή της μη παραμετρικής μεθόδου.

Λέξεις – κλειδιά: Μη παραμετρικά υποδείγματα, ζήτηση τροφίμων.

*Γεωργοοικονομολόγος MSc του Υπουργείου Αγροτικής Ανάπτυξης & Τροφίμων-Διεύθυνση Παραγωγής & Αξιοποίησης Προϊόντων Φυτών Μεγάλης Καλλιέργειας-Τμήμα Δημητριακών, Απόφοιτος Εθνικής Σχολής Δημόσιας Διοίκησης, Υποψήφιος. Διδάκτωρ στο Τμήμα Αγροτικής Οικονομίας & Ανάπτυξης του Γεωπονικού Πανεπιστημίου Αθηνών, e-mail: eeco4poa@aua.gr

**Αναπληρωτής Καθηγητής στο Τμήμα Αγροτικής Οικονομίας & Ανάπτυξης του Γεωπονικού Πανεπιστημίου Αθηνών, e-mail: t.lazaridis@aua.gr

***Αναπληρωτής Καθηγητής στο Τμήμα Διεθνών Ευρωπαϊκών & Οικονομικών Σπουδών του Πανεπιστημίου Μακεδονίας, e-mail: fousekis@uom.gr

(1) Οι απόψεις που διατυπώνονται στο παρόν άρθρο είναι αυστηρά προσωπικές.

1. Εισαγωγή

Ένα από τα σημαντικότερα προβλήματα που αντιμετωπίζει η εμπειρική ανάλυση της ζήτησης τροφίμων που βασίζεται σε πρωτογενή στοιχεία οικογενειακών προϋπολογισμών είναι το πρόβλημα της μηδενικής δαπάνης. Το πρόβλημα αυτό εμφανίζεται επειδή πολλά νοικοκυριά δηλώνουν κατά την διάρκεια της έρευνας μηδενική δαπάνη χωρίς αυτό να σημαίνει ότι και η κατανάλωση στην ίδια περίοδο είναι μηδενική.

Στην υπάρχουσα βιβλιογραφία το πρόβλημα αυτό έχει αντιμετωπιστεί με τον διαχωρισμό της απόφασης για αγορά ενός προϊόντος σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο αποφασίζεται η συμμετοχή στην αγορά ενώ στο δεύτερο το ύψος της δαπάνης. Με βάση την λογική αυτή αναπτύχθηκαν διάφορα υποδείγματα[1]. Μεταξύ αυτών το υπόδειγμα Heckman (Heckman 1976, 1979) είναι αυτό που χρησιμοποιήθηκε σε ευρεία κλίμακα κυρίως στην ανάλυση της ζήτησης τροφίμων[2].

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η πιθανότητα συμμετοχής στην αγορά μέσω μιας συναρτήσεως probit. Από την συνάρτηση αυτή υπολογίζεται ο αντίστροφος λόγος του Mill (Inverse Mill's Ratio) ο οποίος χρησιμοποιείται ως διορθωτικός παράγοντας στη συνάρτηση του δεύτερου σταδίου.

Μια από τις κριτικές που έχει δεχθεί το υπόδειγμα αυτό είναι ότι στο πρώτο στάδιο χρησιμοποιεί ως δεδομένο ότι η πιθανότητα διαμορφώνεται με βάση την κανονική κατανομή. Η υπόθεση αυτή θεωρείται ιδιαίτερα περιοριστική. Πρόσφατη μάλιστα έρευνα (Fousekis and Lazaridis 2002) που διερεύνησε την ορθότητα της υπόθεσης αυτής σε ένα μεγάλο αριθμό τροφίμων έδειξε ότι αυτή απορρίπτεται σε σημαντικό ποσοστό από αυτά.

Στην παρούσα εργασία επιχειρείται μια μη παραμετρική προσέγγιση της λογικής του υποδείγματος Heckman. Με τον τρόπο αυτό αποφεύγεται η επιβολή της περιοριστικής υπόθεσης που αφορά την κατανομή των σφαλμάτων και το υπόδειγμα καθίσταται πιο γενικό.

Ειδικότερα στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η πιθανότητα συμμετοχής στην αγορά (α) με μια συνάρτηση probit και (β) με μια μη παραμετρική συνάρτηση όπου η πιθανότητα συμμετοχής στην αγορά συνδέεται με τους παράγοντες που την

[1] Για μια επισκόπηση των μεθοδολογιών αυτών βλέπε Maddala (1985) αλλά και Breen (1996).
[2] Ενδεικτικά αναφέρονται Byrne, Capps and Saha (1996), Gao, Wailes and Cramer (1997), Heien and Wessels (1990), Manrique and Jensen (2001), και για την περίπτωση της Ελλάδας (Lazaridis 2002, 2003) και Drichoutis and Lazaridis (2003).

επηρεάζουν μέσω μιας ομαλής αλλά άγνωστης μορφής συνάρτησης. Στη συνέχεια, χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Horowitz-Haerdle ελέγχεται η ορθότητα των δύο υποδειγμάτων. Αν ο έλεγχος απορρίψει την παραμετρική συνάρτηση υιοθετείται μία συνάρτηση λιγότερο περιοριστική ως προς την υπόθεση για την κατανομή των σφαλμάτων.

Μέχρι σήμερα το θέμα αυτό έχει αντιμετωπισθεί σε εργασίες που διερευνούσαν κυρίως τον προσδιορισμό των παραγόντων που επιδρούν στη διαμόρφωση των μισθών, αλλά και στη συμμετοχή στο εργατικό δυναμικό Martins (2001), Melenberg and van Soest (1993), Newey et al. (1990). Είναι η πρώτη φορά, από όσο γνωρίζουμε, που η μεθοδολογία αυτή εφαρμόζεται στην ανάλυση της ζήτησης. Μη παραμετρικά υποδείγματα που εφαρμόστηκαν στο παρελθόν για την ανάλυση της ζήτησης στην Ελλάδα (Fousekis and Lazaridis 2001a, 2001b) είχαν ως αντικείμενο μεγάλες κατηγορίες αγαθών και ως εκ τούτου δεν εμπεριείχαν το πρόβλημα της μηδενικής δαπάνης.

2. Τα Οικονομετρικά Υποδείγματα

Το παραμετρικό υπόδειγμα

Σύμφωνα με το υπόδειγμα Heckman (1976, 1979) κάθε καταναλωτής εμφανίζει μία ροπή προς κατανάλωση (Y^*) η οποία εξαρτάται από διάφορους προσδιοριστικούς παράγοντες ($\mathbf{x}$). Το μέγεθος αυτό δεν είναι μετρήσιμο όσο δεν μετατρέπεται σε πραγματική κατανάλωση (Y). Όταν όμως μετατραπεί σε πραγματική κατανάλωση ταυτίζεται με αυτήν. Σύμφωνα με το ίδιο υπόδειγμα η μετατροπή αυτή, η απόφαση δηλαδή για συμμετοχή στην αγορά, εξαρτάται επίσης από ορισμένους παράγοντες που γενικά διαφέρουν από αυτούς που προσδιορίζουν το Y^*. Ειδικότερα η τάση για συμμετοχή στην αγορά (I^*) είναι επίσης μη μετρήσιμο μέγεθος για το οποίο όμως γνωρίζουμε εάν είναι θετικό ($I(I^*>0\,|\,\mathbf{z})=1$) ή όχι ($I(I^*>0\,|\,\mathbf{z})=0$) όπου, $\mathbf{z}$ είναι το διάνυσμα που περιλαμβάνει τους προσδιοριστικούς παράγοντες της τιμής που παίρνει το I^*. Με τον τρόπο αυτό η εν δυνάμει κατανάλωση (λανθάνουσα κατανάλωση) μετατρέπεται σε κατανάλωση μόνο για όσα νοικοκυριά η απόφαση είναι θετική:

$$Y = Y^* \cdot I(I^*>0) = \begin{cases} 0 & \alpha\nu \quad I^* \le 0 \\ Y^* & \alpha\nu \quad I^* > 0 \end{cases} \qquad (1)$$

Το υπόδειγμα, σύμφωνα με τα παραπάνω, αποτελείται από 2 εξισώσεις:

$$\begin{aligned} I^* &= \mathbf{z}^T\gamma + \delta \\ Y^* &= \mathbf{x}^T\beta + \varepsilon \end{aligned} \qquad (2)$$

Η πρώτη αποτελεί την εξίσωση της απόφασης και η δεύτερη της εν δυνάμει κατανάλωσης (φαινόμενης κατανάλωσης), δ και ε είναι οι όροι σφάλματος για τους οποίους ισχύει:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ \delta \end{pmatrix} = N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\delta,\varepsilon} \\ \sigma_{\delta,\varepsilon} & 1 \end{pmatrix}\right) \qquad (3)$$

Η διακύμανση του δ δεν είναι παρατηρήσιμο μέγεθος και υποθέτουμε ότι αυτή είναι ίση με τη μονάδα αφού η υπόθεση αυτή δεν επηρεάζει την πιθανότητα συμμετοχής. Με τον τρόπο αυτό η συνάρτηση ζήτησης για τη μετρήσιμη πλέον μεταβλητή Y μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\begin{aligned} E(Y \mid \mathbf{x}) = E(Y^* \mid \mathbf{x}, I^* > 0) \quad &= E(\mathbf{x}^T\beta \mid \mathbf{x}, I^* > 0) + E(\varepsilon \mid \mathbf{x}, I^* > 0) \\ &= \mathbf{x}^T\beta + E(\varepsilon \mid \mathbf{x}, \mathbf{z}^T\gamma > -\delta) \\ &= \mathbf{x}^T\beta + \sigma_{\delta,\varepsilon}\phi(\mathbf{z}^T\gamma)/\Phi(\mathbf{z}^T\gamma) \end{aligned} \qquad (4)$$

όπου, $\sigma_{\delta,\varepsilon}$ είναι η συνδιακύμανση ανάμεσα στα δ και ε, ϕ η συνάρτηση πυκνότητας της κανονικής κατανομής και Φ η αντίστοιχη συνάρτηση πιθανότητας.

Οι παράμετροι του υποδείγματος $(\beta, \gamma, \sigma_{\delta,\varepsilon})$ μπορούν να εκτιμηθούν με την επόμενη διαδικασία δύο σταδίων:

Στο πρώτο στάδιο εκτιμούμε το γ εφαρμόζοντας το ακόλουθο probit υπόδειγμα:

$$P(I(I^* > 0 \mid \mathbf{z}) = 1) \quad = \Phi(\mathbf{z}^T\gamma) \qquad (5)$$

χρησιμοποιώντας όλες τις παρατηρήσεις του δείγματος.

Στο δεύτερο στάδιο, και προκειμένου να εκτιμήσουμε τα β και $\sigma_{\delta,\varepsilon}$, εφαρμόζουμε τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων:

$$E(Y \mid \mathbf{x}) = \mathbf{x}^T \beta + \sigma_{\delta,\varepsilon} \phi(\mathbf{z}^T \gamma) / \Phi(\mathbf{z}^T \gamma) \qquad (6)$$

της παρατηρούμενης κατανάλωσης Y στο διάνυσμα των $\mathbf{x}$ και $\phi(\mathbf{z}^T \gamma) / \Phi(\mathbf{z}^T \gamma)$ για τις παρατηρήσεις για τις οποίες ισχύει $I(I^* > 0 \mid \mathbf{z}) = 1)$.

Το μη παραμετρικό υπόδειγμα

Στην περίπτωση που η υπόθεση για την κατανομή των σφαλμάτων, όπως περιγράφεται από την (3), δεν είναι σωστή τότε οι εκτιμητές που προσδιορίζονται από τη διαδικασία των δύο σταδίων κατά Heckman (1979) είναι μεροληπτικοί. Επομένως, υπάρχει ανάγκη για τη δημιουργία αμερόληπτων εκτιμητών με την αποδοχή μιας λιγότερο περιοριστικής υπόθεσης εργασίας ως προς την κατανομή των σφαλμάτων.

Στο υπόδειγμα το οποίο υιοθετείται στην παρούσα εργασία (Powell 1987) οι δύο εξισώσεις, της απόφασης για κατανάλωση (I^*) και της εν δυνάμει κατανάλωσης (Y^*), όπως περιγράφονται πιο πάνω, εξακολουθούν να υφίστανται. Όμως, η συνάρτηση πιθανότητας των δ, ε δεν ακολουθεί πλέον την κανονική κατανομή αλλά είναι μία ομαλή αλλά άγνωστη συνάρτηση $f(\bullet)$ η οποία εξαρτάται από το διάνυσμα $\mathbf{z}$ μόνο μέσω του γραμμικού μετασχηματισμού $\mathbf{z}^T \gamma$, δηλαδή:

$$f(\delta, \varepsilon \mid \mathbf{z}) = f(\delta, \varepsilon \mid \mathbf{z}^T \gamma) \qquad (7)$$

Αυτό συνεπάγεται ότι

$$\begin{aligned} E(Y \mid \mathbf{x}) = E(Y^* \mid \mathbf{x}, I^* > 0) \qquad & = \mathbf{x}^T \beta + E(\varepsilon \mid \mathbf{x}, \mathbf{z}^T \gamma > -\delta) \\ & = \mathbf{x}^T \beta + \lambda(\mathbf{z}^T \gamma) \end{aligned} \qquad (8)$$

όπου, $\lambda(\bullet)$ είναι η άγνωστη ομαλή συνάρτηση.

Η εκτίμηση στηρίζεται στο γεγονός ότι για δύο διαφορετικές τιμές του διανύσματος **x**, x_i και x_j, για τις οποίες όμως, οι τιμές του μετασχηματισμού $z_i^T\gamma$ και $z_j^T\gamma$ είναι πολύ κοντά έχουμε $\lambda(z_i^T\gamma)-\lambda(z_j^T\gamma)\approx 0$. Ως εκ τούτου μπορούμε να παλινδρομήσουμε τις διαφορές της εξαρτημένης μεταβλητής Y με τις διαφορές των x_i και x_j, φροντίζοντας για την ισχυρή στάθμιση των διαφορών αυτών.

Σε αυτή την περίπτωση έχουμε:

$$\begin{aligned} E(Y_i \mid x=x_i)-E(Y_j \mid x=x_j) &= (x_i-x_j)^T\beta+\lambda(z_i{}^T\gamma)-\lambda(z_j{}^T\gamma) \\ &= (x_i-x_j)^T\beta \end{aligned} \qquad (9)$$

και το β εκτιμάται από τον ακόλουθο σταθμισμένο εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων:

$$\hat{\beta}' = \left[\binom{n}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{w}_{ijN}(x_i-x_j)(x_i-x_j)'\right]^{-1}\left[\binom{n}{2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{w}_{ijN}(x_i-x_j)(y_i-y_j)'\right] \qquad (10)$$

όπου, $\hat{w}_{ijN}=1/h\cdot K\left(z_i^T\hat{\gamma}-z_j^T\hat{\gamma}\right)/h$ με δομική συνάρτηση (kernel function) την $K(\bullet)$ και εύρος κλάσης (bandwidth) h.

Πρέπει, ωστόσο, να επισημανθεί ότι οι εκτιμητές που προκύπτουν με αυτόν τον τρόπο δεν αφορούν το σταθερό όρο, ο οποίος εξαλείφεται όταν παίρνουμε τις διαφορές σύμφωνα με τα παραπάνω. Για την εκτίμηση του σταθερού όρου χρησιμοποιείται η διαδικασία που περιγράφουν οι Andrews και Schafgans (1997):

$$\hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-x_i^T\hat{\beta}\right)K\left(z_i^T\hat{\gamma}-k\right)}{K\left(z_i^T\hat{\gamma}-k\right)} \qquad (11)$$

όπου, $K(\bullet)$ είναι μία αύξουσα συνάρτηση ορισμένη στο διάστημα [0,1] που χρησιμοποιείται για τη στάθμιση και παίρνει την τιμή 0 για όλες τις αρνητικές τιμές του ορίσματός της.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, στο πρώτο στάδιο, στη θέση του probit υποδείγματος εφαρμόζουμε το υπόδειγμα του μονοσήμαντου μετασχηματισμού

(single index model) το οποίο συνοψίζει τις επιδράσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών ($\mathbf{z}$) σε μία μοναδική μεταβλητή ή αλλιώς έναν μονοσήμαντο μετασχηματισμό που στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι ο $\mathbf{z}^T\gamma$. Επομένως, το υπόδειγμα του πρώτου σταδίου γίνεται:

$$P(y^* > 0 \mid \mathbf{z}) = 1) = g(\mathbf{z}^T\gamma) \quad (12)$$

όπου, $g(\cdot)$ είναι μία ομαλή αλλά άγνωστη συνάρτηση.

Η εκτίμηση του υποδείγματος (12) γίνεται εν γένει με διάφορους εκτιμητές. Ενδεικτικά αναφέρουμε τη μη παραμετρική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (semiparametric least squares-SLS) και τη σταθμισμένη εκδοχή της (weighted semiparametric least squares-WSLS), Ichimura (1993), την ψευδοεκτίμηση μεγίστης πιθανοφάνειας (pseudo maximum likelihood estimation-PLME), Gill (1989), Gill and van der Vaart (1993), Klein and Spady (1993), Delecroix, Haerdle and Hristache (2003) και των μέσων των σταθμισμένων διαφορικών (weighted average derivative estimation-WADE), Powell, Stock and Stoker (1989), Korostelev and Mueller (1995), Horowitz and Haerdle (1996).

Η τρίτη από τις προαναφερθείσες κατηγορίες εκτιμητών παρουσιάζει δύο πλεονεκτήματα που την καθιστούν ιδιαίτερα προσφιλή στις εμπειρικές έρευνες: (α) Δεν χρειάζεται να γίνει καμία υπόθεση για την κατανομή της εξαρτημένης μεταβλητής και (β) ο διαδικασία που ακολουθείται είναι άμεση και όχι επαναληπτική (iterative). Η βασική ιδέα είναι να εκτιμηθούν οι παράμετροι ως μέσες τιμές διαφορικών. Οι Horowitz and Haerdle (1996) επέκτειναν τη μέθοδο, έτσι ώστε να μπορούν να περιληφθούν και κατηγορικές ανεξάρτητες μεταβλητές και ως εκ τούτου είναι και η μέθοδος η οποία θα χρησιμοποιηθεί στην παρούσα εργασία.

Δεδομένης, ωστόσο, της υπολογιστικής ισχύος που απαιτείται προκειμένου να εκτιμηθεί το υπόδειγμα του μονοσήμαντου μετασχηματισμού (12) είναι επιθυμητό να γνωρίζουμε εκ των προτέρων εάν το πλεονέκτημα που αποκτούμε ως προς την κατανομή της ανεξάρτητης μεταβλητής αντισταθμίζεται από το υπολογιστικό κόστος. Προς τούτο αναπτύχθηκε ένας έλεγχος από τους Horowitz and Haerdle (1994) ο οποίος είναι σε θέση να συγκρίνει τη συστηματική απόκλιση ενός συγκεκριμένου παραμετρικού υποδείγματος από το εκτιμούμενο υπόδειγμα του μονοσήμαντου μετασχηματισμού. Άλλωστε, αν το παραμετρικό υπόδειγμα δεν απορρίπτεται θα

πρέπει να προτιμηθεί αφού σε διαφορετική περίπτωση οι εκτιμητές δεν θα είναι αποτελεσματικοί.

Οι Horowitz and Haerdle (1994) σχεδίασαν ένα έλεγχο για τις ακόλουθες εναλλακτικές υποθέσεις:

$$H_0 : E(y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}) = f(z^T \gamma) \\ H_1 : E(y \mid \mathbf{X} = \mathbf{x}) = g(z^T \gamma) \quad (13)$$

όπου, f είναι η γνωστή συνάρτηση του παραμετρικού υποδείγματος και g η άγνωστη συνάρτηση του υποδείγματος του μονοσήμαντου μετασχηματισμού. Στην περίπτωση την οποία καλούμαστε να εξετάσουμε στη συνέχεια, η μηδενική υπόθεση είναι το υπόδειγμα probit ενώ η εναλλακτική υπόθεση είναι ένα ημιπαραμετρικό υπόδειγμα μονοσήμαντου μετασχηματισμού. Η στατιστική του ελέγχου ορίζεται ως:

$$T = \sqrt{h} \sum_{i=1}^{N} w(z_i^T \hat{\gamma}) \{ y - f(z_i^T \hat{\gamma}) \} \{ \tilde{f}_i(z_i^T \hat{\gamma}) - f(z_i^T \hat{\gamma}) \} \quad (14)$$

όπου, h είναι το εύρος κλάσης που χρησιμοποιείται για τη μη παραμετρική παλινδρόμηση και $w(\cdot)$ είναι η συνάρτηση που χρησιμοποιείται για τη στάθμιση των ακραίων τιμών. Ο όρος $\{ \tilde{f}_i(z_i^T \hat{\gamma}) - f(z_i^T \hat{\gamma}) \}$ συγκρίνει τη μη παραμετρική παλινδρόμηση του Y στο $z_i^T \gamma$ (που συμβολίζεται με $\tilde{f}_i(z_i^T \hat{\gamma})$) με το παραμετρικό υπόδειγμα της μηδενικής υπόθεσης.

3. Τα δεδομένα

Όπως αναφέρθηκε και στην εισαγωγή τα παραπάνω υποδείγματα χρησιμοποιήθηκαν για την ανάλυση της ζήτησης νωπών ψαριών στην Ελλάδα. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκαν τα πρωτογενή στοιχεία της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών της περιόδου 1998/1999. Το μέγεθος του δείγματος είναι 6258 νοικοκυριά και για κάθε νοικοκυριό υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία που αφορούν οικονομικά, κοινωνικά και δημογραφικά χαρακτηριστικά του. Οι κατηγορίες των νωπών ψαριών αφορούν τα νωπά ψάρια Α' κατηγορίας (μπαρμπούνια, λιθρίνια, τσιπούρες, συναγρίδες, λαυράκια, ξιφίας, σφυρίδες, γλώσσες κλπ.), τα νωπά ψάρια Β' κατηγορίας (κέφαλοι, βακαλάος, κουτσομούρες, σκαθάρια, γαλέος, μελανούρια κλπ.)

και τα νωπά ψάρια Γ' κατηγορίας (γόπες, κολιοί, παλαμίδες, σαρδέλες, γαύρος, σαυρίδια κλπ).

Οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν και στα δύο στάδια εκτίμησης τόσο στο παραμετρικό όσο και στο μη παραμετρικό υπόδειγμα περιλαμβάνονται στον πίνακα 1.

4. Τα αποτελέσματα

Ο έλεγχος Horowitz-Haerdle

Η απόφαση για να χρησιμοποιηθεί το μη παραμετρικό υπόδειγμα εξαρτάται από το αποτέλεσμα του ελέγχου κατά Horowitz και Haerdle (1994). Ο έλεγχος αυτός στη συγκεκριμένη περίπτωση οδηγεί στη χρησιμοποίηση του μη παραμετρικού υποδείγματος. Στο διάγραμμα 1 παρουσιάζεται η probit προσαρμογή (η γραμμή με τους κύκλους), καθώς και η μη παραμετρική προσαρμογή (συνεχόμενη γραμμή) μαζί με το 95% διάστημα εμπιστοσύνης (στικτή γραμμή) της τελευταίας.

Είναι σαφές ότι για μικρές αλλά και για μεγάλες τιμές του μονοσήμαντου μετασχηματισμού $z^T\gamma$ το probit υπόδειγμα δεν είναι δυνατόν να περιγράψει τη συμπεριφορά των αντίστοιχων νοικοκυριών. Παρατηρούμε εξάλλου, ότι το probit υπόδειγμα στα άκρα του μονοσήμαντου μετασχηματισμού βρίσκεται εκτός ορίων του διαστήματος εμπιστοσύνης της μη παραμετρικής προσαρμογής.

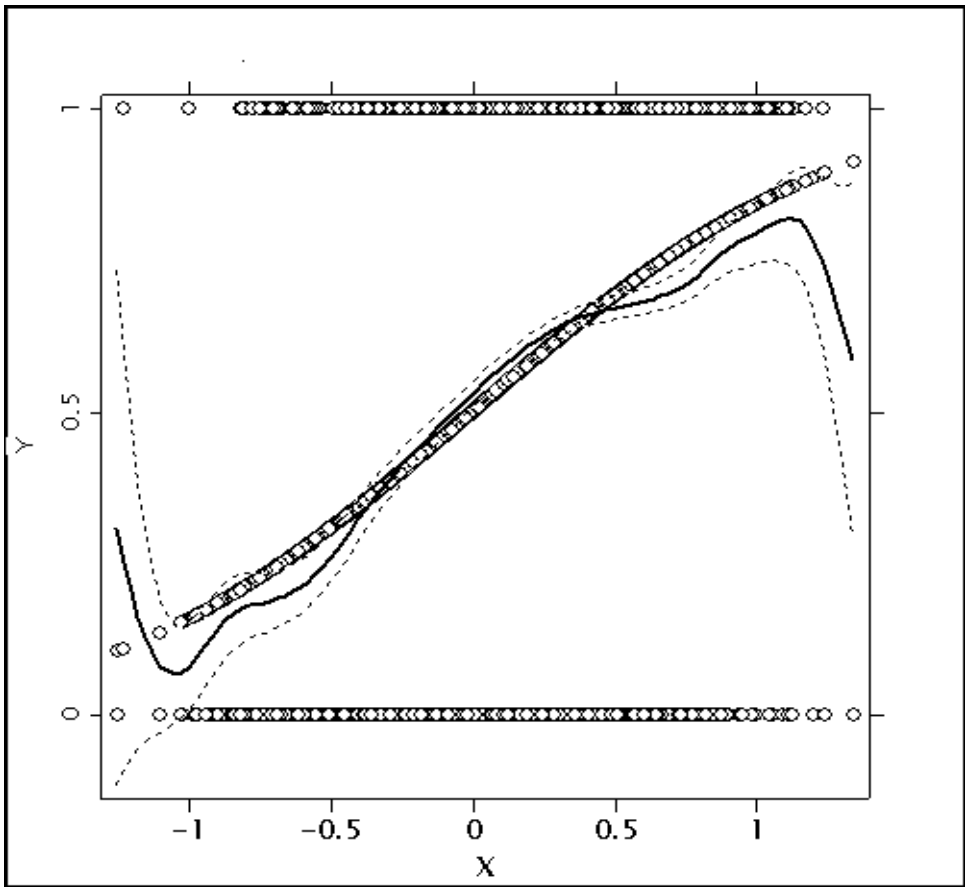
Θα πρέπει στο σημείο αυτό να επισημάνουμε ότι η διαδικασία, αν και είναι γενικά ευαίσθητη στην επιλογή του εύρους της κλάσης (bandwidth) που θα χρησιμοποιηθεί προκειμένου να εκτιμήσουμε τη μη παραμετρική προσαρμογή, στη συγκεκριμένη περίπτωση υπήρξε αξιοσημείωτη σταθερότητα. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι το δείγμα μας είναι ικανοποιητικά μεγάλο, έτσι ώστε ο συγκεκριμένος στατιστικός έλεγχος να μην είναι ευαίσθητος στην επιλογή του εύρους κλάσης (Proenca, 1993).

Πίνακας 1. Περιγραφή μεταβλητών

Μεταβλητή	Επιλέξιμη	Δίτιμη	Περιγραφή
EXP	✓		Συνολική δαπάνη νοικοκυριού
EXP2	✓		Συνολική δαπάνη νοικοκυριού υψωμένη εις το τετράγωνο
SZ	✓		Αριθμός μελών
Τόπος διαμονής			
POP1	✓	✓	Αθήνα, Θεσσαλονίκη
POP2	✓	✓	Αστικές περιοχές (πληθυσμός: > 10 χιλ.)
POP3	✓	✓	Ημιαστικές περιοχές (πληθυσμός: 2-10 χιλ.)
POP4		✓	Αγροτικές περιοχές (πληθυσμός: < 2χιλ.)
Υπεύθυνος αγορών			
AGE4Y	✓		Ηλικία
ED14Y		✓	Εκπαιδευτική βαθμίδα: Βασική
ED24Y	✓	✓	Εκπαιδευτική βαθμίδα: Μέση
ED34Y	✓	✓	Εκπαιδευτική βαθμίδα: Ανώτερη/Ανώτατη
Ηλικιακή σύνθεση			
N0	✓		Αριθμός μελών από 0-6 ετών
N7	✓		Αριθμός μελών από 7-12 ετών
N13	✓		Αριθμός μελών από 13-18 ετών
N19	✓		Αριθμός μελών από 19-25 ετών
N26	✓		Αριθμός μελών από 26-40 ετών
N41	✓		Αριθμός μελών από 41-60 ετών
N61	✓		Αριθμός μελών από 61-75 ετών
N76	✓		Αριθμός μελών από 76- ετών
Τρίμηνο διεξαγωγής της έρευνας			
QRT1	✓	✓	Οκτώβριος-Δεκέμβριος
QRT2	✓	✓	Ιανουάριος-Μάρτιος
QRT3	✓	✓	Απρίλιος-Ιούνιος
QRT4		✓	Ιούλιος-Σεπτέμβριος

Παρατήρηση:Οι μη επιλέξιμες μεταβλητές δεν χρησιμοποιήθηκαν κατά την οικονομετρική διερεύνηση για να αποφευχθεί η τέλεια πολυσυγγραμμικότητα.

Διάγραμμα 1. Έλεγχος κατά Horowitz και Haerdle (1994)



Αποτελέσματα εκτιμήσεων

Η εξειδίκευση του πρώτου σταδίου, τόσο για το παραμετρικό όσο και για το μη παραμετρικό υπόδειγμα, δίνεται από την εξίσωση.

$$\begin{aligned}\mathbf{z}^T\gamma = \; & \gamma_0 + \gamma_1 EXP + \gamma_2 EXP2 + \gamma_3 SZ + \gamma_4 SZ2 + \gamma_5 EXPSZ + \gamma_6 AGE4Y + \\ & \gamma_7 POP1 + \gamma_8 POP2 + \gamma_9 POP3 + \gamma_{10} ED24Y + \gamma_{11} ED34Y\end{aligned}$$

Στο δεύτερο στάδιο η εξειδίκευση του υποδείγματος παίρνει τη μορφή

$$\begin{aligned}\mathbf{x}^T\beta = \; & \beta_0 + \beta_1 EXP + \beta_2 EXP2 + \beta_3 POP1 + \beta_4 POP2 + \beta_5 POP3 + \\ & \beta_6 AGE4Y + \beta_7 ED24Y + \beta_8 ED34Y + \\ & \beta_9 N0 + \beta_{10} N7 + \beta_{11} N13 + \beta_{12} N19 + \beta_{13} N26 + \beta_{14} N41 + \beta_{15} N61 + \beta_{16} N76 + \\ & \beta_{17} QRT1 + \beta_{18} QRT2 + \beta_{19} QRT3\end{aligned}$$

Τα αποτελέσματα του δεύτερου σταδίου συνοψίζονται στον πίνακα 2. Τα αποτελέσματα του πρώτου σταδίου παραλείπονται κυρίως για λόγους χώρου.

Σημειώνεται ότι η εκτίμηση του διαστήματος εμπιστοσύνης στο δεύτερο υπόδειγμα έγινε με την εφαρμογή της διαδικασίας που είναι γνωστή ως bootstrapping με 5% διάστημα εμπιστοσύνης και με αριθμό επαναλήψεων ίσο με 200 επειδή από το σημείο αυτό και μετά παρατηρήθηκε σταθερότητα των αποτελεσμάτων.

Από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι υπάρχουν διαφορές αλλά και ομοιότητες μεταξύ των δύο υποδειγμάτων. Ο παράγοντας της συνολικής δαπάνης νοικοκυριού, που χρησιμοποιείται ως προσέγγιση του εισοδήματος, εμφανίζεται να επιδρά με τον ίδιο σχεδόν τρόπο στην κατανάλωση νωπών ψαριών. Η εισοδηματική ελαστικότητα είναι παρόμοια και στις δύο περιπτώσεις.

Ως προς τον τόπο διαμονής του νοικοκυριού διαπιστώνεται και από τα δύο υποδείγματα ότι τη μεγαλύτερη κατανάλωση εμφανίζουν οι ημιαστικές περιοχές και ακολουθούν οι άλλες αστικές περιοχές. Συγκεκριμένα, η δαπάνη για κατανάλωση νωπών ψαριών στις ημιαστικές περιοχές είναι κατά 1.035 δρχ μεγαλύτερη σε σχέση με την αντίστοιχη δαπάνη των νοικοκυριών που βρίσκονται στις αγροτικές περιοχές, ενώ η αντίστοιχη αυξημένη δαπάνη για τις αστικές περιοχές ανέρχεται σε 586 δρχ περίπου. Ωστόσο, οι διαφορές ανάμεσα στις περιοχές αυτές είναι πολύ μεγαλύτερες στο παραμετρικό από ότι στο μη παραμετρικό υπόδειγμα. Ενώ, λοιπόν, σύμφωνα με το παραμετρικό υπόδειγμα νοικοκυριό που διαμένει σε μια ημιαστική περιοχή καταναλώνει 1.035 δρχ. περισσότερες για νωπά ψάρια από ένα νοικοκυριό που διαμένει σε αγροτική περιοχή, σύμφωνα με το μη παραμετρικό υπόδειγμα η διαφορά αυτή είναι μόνο 77 δρχ. Η κατανάλωση σε Αθήνα και Θεσσαλονίκη δε διαφέρει από αυτή των αγροτικών περιοχών. Αυτή η διαπίστωση προκύπτει και από τα δύο υποδείγματα.

Η ηλικία του υπεύθυνου έχει στατιστικά σημαντική επίδραση μόνο στο μη παραμετρικό υπόδειγμα όπως επίσης και η εποχικότητα.

Το επίπεδο εκπαίδευσης του υπεύθυνου επιδρά επίσης στην κατανάλωση με τον ίδιο ακριβώς τρόπο τόσο στο παραμετρικό, όσο και στο μη παραμετρικό υπόδειγμα. Ειδικότερα διαπιστώνεται ότι το επίπεδο εκπαίδευσης επιδρά θετικά στην κατανάλωση νωπών ψαριών. Όμως, και στην περίπτωση αυτή έχουμε σημαντικές διαφορές στο μέγεθος της επίδρασης. Συγκεκριμένα, ενώ κατά το παραμετρικό υπόδειγμα νοικοκυριό του οποίου ο υπεύθυνος για τις αγορές εντάσσεται στην ανώτερη βαθμίδα εκπαίδευσης δαπανά για κατανάλωση νωπών ψαριών περίπου

2.550 δρχ περισσότερες από το αντίστοιχο νοικοκυριό του οποίου ο υπεύθυνος για τις αγορές εντάσσεται στη βασική βαθμίδα εκπαίδευσης, κατά το μη παραμετρικό υπόδειγμα η αντίστοιχη διαφορά στη δαπάνη ανέρχεται σε 1.530 δρχ. περίπου. Δηλαδή, σημαντικό μικρότερη. Οι διαφορές στη δαπάνη για νοικοκυριά των οποίων ο υπεύθυνος αγορών εντάσσεται στη μέση βαθμίδα εκπαίδευσης και σε σχέση πάντα με το αντίστοιχο νοικοκυριό του οποίου ο υπεύθυνος για τις αγορές εντάσσεται στη βασική βαθμίδα εκπαίδευσης, ανέρχονται σε 1.080 δρχ και 390 δρχ. περίπου για το παραμετρικό και το μη παραμετρικό υπόδειγμα αντίστοιχα.

Τέλος, ως προς τις ηλικιακές ομάδες διαπιστώνεται ότι και τα δύο υποδείγματα συμφωνούν ότι η ύπαρξη μελών ηλικίας 19-25 ετών έχει αρνητική επίδραση στην κατανάλωση ψαριών. Μάλιστα και το μέγεθος της επίδρασης δεν διαφέρει σημαντικά. Σύμφωνα με το παραμετρικό υπόδειγμα και η αμέσως επόμενη ηλικιακή ομάδα έχει αρνητική επίδραση.

3.

Πίνακας 2. Εκτιμήσεις 2ου σταδίου

	Παραμετρικό Υπόδειγμα κατά το 1ο στάδιο				Μη παραμετρικό Υπόδειγμα κατά το 1ο στάδιο			
Μεταβλητές	Εκτιμητής	Τυπικό σφάλμα	P-value	Ελαστικότητα	Κατώτερο διάστημα εμπιστοσύνης	Εκτιμητής	Ανώτερο διάστημα εμπιστοσύνης	Ελαστικότητα
CONSTANT	-1076.68	2803.25	0.70		-4668.04	-1256.73	2836.32	
EXP	0.06	0.01	0.00	0.80	0.03	0.06	0.08	0.89
EXP2	0.00	0.00	0.00		0.00	0.00	0.00	
POP1	-375.99	371.12	0.31		-899.81	-241.90	274.57	
POP2	586.08	298.34	0.05		9.70	642.53	1479.01	
POP3	1035.48	364.53	0.00		77.05	1152.10	2120.82	
AGE4Y	34.56	18.49	0.06		9.53	38.81	83.02	
ED24Y	1078.01	247.57	0.00		392.74	1027.82	1591.97	
ED34Y	2563.40	344.03	0.00		1534.47	2619.70	3543.00	
N0	455.43	246.88	0.07		70.94	452.45	932.55	
N7	-190.54	217.55	0.38		-608.42	-99.65	514.84	
N13	-368.72	196.96	0.06		-680.05	-366.37	271.97	
N19	-1012.55	209.13	0.00		-1394.39	-968.61	-286.40	
N26	-550.62	197.64	0.01		-797.51	-403.06	257.54	
N41	8.43	196.41	0.97		-456.70	40.62	593.39	
N61	110.86	217.41	0.61		-341.64	95.09	731.73	
N76	-54.38	301.62	0.86		-780.71	117.01	998.96	
QRT1	-142.73	279.39	0.61		-622.64	47.42	758.01	
QRT2	-397.34	270.91	0.14		-793.81	-316.81	184.92	
QRT3	-485.36	260.15	0.06		-1191.45	-559.09	-14.82	
LAMDA	-500.35	1820.11	0.78					

Παρατήρηση: Οι στατιστικά σημαντικές μεταβλητές είναι οι σκιασμένες.

Συμπεράσματα

Στην εργασία αυτή επιχειρήθηκε μια μη παραμετρική προσέγγιση της λογικής του υποδείγματος Heckman και η σύγκριση της μεθόδου αυτής με την αντίστοιχη παραμετρική. Για το σκοπό αυτό εκτιμήθηκε η συνάρτηση ζήτησης νωπών ψαριών στην Ελλάδα και με τις δύο μεθόδους χρησιμοποιώντας τα πρωτογενή στατιστικά στοιχεία της Έρευνας Οικογενειακών Προϋπολογισμών 1998/99.

Από τα αποτελέσματα προέκυψαν δύο βασικά συμπεράσματα. Το πρώτο, που ήταν και ο κύριος στόχος αυτής της εργασίας, αφορά τη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα οι διαφορές που προέκυψαν δικαιολογούν την επιλογή της μη παραμετρικής μεθόδου όταν ο στατιστικός έλεγχος (Horowitz-Haerdle) απορρίπτει την παραμετρική εξειδίκευση. Οι επιπτώσεις που μπορεί να έχουν οι διαφορές αυτές στη λήψη αποφάσεων είναι σημαντικές.

Το δεύτερο συμπέρασμα, αφορά τους παράγοντες που επηρεάζουν την κατανάλωση νωπών ψαριών στην Ελλάδα. Όπως διαπιστώθηκε το εισόδημα, ο τόπος διαμονής του νοικοκυριού, το επίπεδο εκπαίδευσης του υπεύθυνου, αλλά και ο αριθμός μελών σε ορισμένες ηλικιακές ομάδες είναι οι προσδιοριστικοί παράγοντες που επιβεβαιώνονται και από τα δύο υποδείγματα. Η ηλικία του υπεύθυνου του νοικοκυριού και η εποχικότητα είναι παράγοντες που επιβεβαιώνονται μόνο από το μη παραμετρικό υπόδειγμα.

Βιβλιογραφία

Andrews D. and Schafgans M. (1997). Semiparametric estimation of the intercept of a sample selection model, *Review of Economic Studies* (65), pp. 497-517

Breen R. (1996) Regression models. Censored, sample-selected or truncated data. Series: Quantitative Applications in the Social Sciences No. 111. N.York: SAGE University Press.

Byrne J.P., Capps O. and Saha A., (1996).Analysis of food-away-from-home expenditure patterns for U.S. Households, 1982-89, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, pp. 614-27

Delecroix M., Haerdle W. and Hristache M. (2003). Efficient estimation in conditional single-index regression, *Journal of Multivariate Analysis* (86), pp. 213-226

Drichoutis A. and P. Lazaridis (2003). Determinants of demand for food in Greece: A microeconometric approach, *Global Business and Economic Review*, V.5 (2), pp. 333-49

Fousekis P. and P. Lazaridis (2001a). Food expenditure patterns of the urban and the rural households in Greece: A kernel regression analysis, Agricultural Economics Review, V. 2 (1), pp. 5-19.

Fousekis P. and P. Lazaridis (2001b). Nonparametric estimation of Engel curves in Greece, Global Business and Economic Review, V. 3 (2), pp.272-86..

Fousekis P. and P. Lazaridis (2002). The validity of parametric link functions in discrete choice models of food purchases: Empirical evidence from Greek microdata. *European Review of Agricultural Economics*, V. 29 (4), pp. 523-31.

GaoX.M., Wailes J.E. and Cramer L.G. (1997). A microeconometric analysis of consumer taste determination and taste change for beef. *American Journal of Agricultural Economics*, May (79) pp. 573-582.

Gill R. D. (1989). Non- and semi- parametric maximum likelihood estimators and the von Mises method (Part I), *Scandinavian Journal of Statistics* (16), pp. 97-128

Gill R. D. and van der Vaart A. W. (1993). Non- and semi- parametric maximum likelihood estimators and the von Mises method (Part II), *Scandinavian Journal of Statistics* (20), pp. 271-288

Heckman J.J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5 No. 4 pp. 475-492

Heckman J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error , *Econometrica* (47), pp. 153-161

Heien D. and Wessels C.R. (1990). Demand systems estimation with microdata: A cencored regression approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, July 8 (3) pp. 365-71

Horowitz J. L. and Haerdle W. (1994). Testing a parametric model against a semiparametric alternative, *Economic Theory* (10), pp. 821-848

Horowitz J. L. and Haerdle W. (1996). Direct semiparametric estimation of single-index modelswith discrete covariates, *Journal of the American Statistical Association* (91), pp. 1632-1640

Ichimura H. (1993). Semiparametric least squares (SLS) and weighted SLS estimation of single-index models, *Journal of Econometrics* (58), pp. 71-120

Klein R. and Spady R. (1993). An efficient semiparametric estimator for binary response models, *Econometrica* (61), pp. 387-421

Korostelev A. and Mueller M. (1995). Single index models with mixed discrete-continuous explanatory variables, Humboldt-Univeritaet zu Berlin, *Discussion Paper 26*

Lazaridis P. (2002). Household consumption of food-away-from-home in Greece. International Review of Economics and Business (RISEC), Vol. IL, (3), pp. 415-30.

Lazaridis P. (2003). Household meat demand in Greece: A demand systems approach using microdata", Agibusiness, 19 (1), pp.43-59.

Maddala, G.S. (1985). Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Econometric Society Monographs in Quantitative Economics No. 3, N. York: Cambridge University Press.

Manrique j. and Jensen H.H. (2001). Spanish household demand for seafood. Journal of Agricultural Economics, V. 52 (3), pp. 23-37.

Martins M. F. O. (2001). Parametric and semiparametric estimation of sample selection models: an empirical application to the female labour force in Portugal, *Journal of Applied Econometrics* (16), pp. 23-39

Melenberg B. and van Soest A. (1993). Semi-Parametric estimation of the sample selection model, Tilburg university, *manuscript*

Newey W. K., Powell J. L. and Walker J. (1990). Semiparametric estimation of selection models: some empirical results, *American Economic Review Papers and Proceedings* (80), pp. 324-328

Powell J. L. (1987). Semiparametric estimation of bivariate latent variable models, University of Wisconsin-Madison, *Working Paper 8704*

Powell J. L., Stock J. H. and Stoker T. M. (1989). Semiparametric estimation of index coefficients, *Econometrica* (57), pp. 1403-1430

Proenca I. (1993). On the performance of the HH Test, Institut de Statistique, UCL, *Working Paper 9319*