

Π.Μ.Σ. Εφαρμοσμένης Οικονομικής
Τμήμα Οικονομικών Επιστημών
Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας

Διπλωματική εργασία:
Η ΧΡΗΣΗ ΔΙΑΣΤΡΩΜΑΤΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΣΤΗΝ
ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΕΛΑΣΤΙΚΟΤΗΤΩΝ ΤΙΜΗΣ ΚΑΙ
ΕΙΣΟΔΗΜΑΤΟΣ: Η ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΤΩΝ ΣΥΝΘΕΤΩΝ
ΠΡΟΪΟΝΤΩΝ

Ειρήνη Χατζάκη

Επιβλέπων καθηγητής: **Επίκουρος καθηγητής Ηλίας Κεβόρκ**

Βόλος, 2011

Υπεύθυνη δήλωση

Βεβαιώνω ότι είμαι συγγραφέας αυτής της διπλωματικής εργασίας και ότι κάθε βοήθεια την οποία είχα για την προετοιμασία της, είναι πλήρως αναγνωρισμένη και αναφέρεται στη διπλωματική εργασία. Επίσης, έχω αναφέρει τις όποιες πηγές από τις οποίες έκανα χρήση δεδομένων, ιδεών ή λέξεων, είτε αυτές αναφέρονται ακριβώς είτε παραφρασμένες. Επίσης, βεβαιώνω ότι αυτή η πτυχιακή εργασία προετοιμάστηκε από εμένα προσωπικά ειδικά για τις απαιτήσεις του προγράμματος μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Οικονομική του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας.

Βόλος, Ιούνιος 2011

Ευχαριστίες

Ευχαριστώ τον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Κεβόρκ για την βοήθεια του, και κυρίως για την κατεύθυνση που μου παρείχε για την διεκπεραίωση της εργασίας. Ευχαριστώ επίσης τους καθηγητές μου, για τον κόπο που κατέβαλλαν να μου μεταδώσουν γνώση αλλά και ζήλο ώστε να συνεχίζω με πεποίθηση να εκπληρώνω τον στόχο μου. Ιδιαίτερα ευχαριστώ τους γονείς μου και την οικογένεια μου για την συμπαράσταση και την πολύτιμη υποστήριξη τους στην προσπάθεια μου, όλη αυτήν την περίοδο.

Περιεχόμενα

Περίληψη.....	6
---------------	---

Κεφάλαιο 1: Μελέτη καταναλωτικής συμπεριφοράς από στοιχεία

Οικογενειακών Προϋπολογισμών	7
1.1. Η έρευνα οικογενειακών προϋπολογισμών	7

Κεφάλαιο 2: Υποδείγματα εξαρτημένης μεταβλητής με περιορισμένη,

για την μελέτη της καταναλωτικής συμπεριφοράς	10
2.1 Μηδενικές παρατηρήσεις.....	10
2.1.1 Το υπόδειγμα περιορισμένης εξαρτημένης μεταβλητής (limited dependent variable model).....	11
2.1.2 Υπόδειγμα διπλού εμποδίου (double hurdle)	12
2.1.3 Η προσέγγιση του Heckman στην επιλογή δείγματος (two-step approach).....	14
2.2 Η τιμή μονάδος και η επιλογή ποιότητας στην ανάλυση	15
2.2.1 Deaton 1987	15
2.2.2 Deaton 1988	16
2.2.3 Deaton 1990.....	17
2.3 Η προέλευση του υποδείγματος AIDS (Almost Ideal Demand System)	18
2.3.1 Quadratic Almost Ideal System (QUAIDS) Model	20
2.3.2 Η προσέγγιση των Dong, Gould και Kaiser (2004).....	21
2.4 Σύστημα δύο εξισώσεων.....	21

Κεφάλαιο 3: Προβλήματα στην εκτίμηση ελαστικότητας

τιμής και εισοδήματος	25
3.1 Σύνθετα προϊόντα και η χρήση διαστρωματικών στοιχείων	25
3.2 Πιθανά προβλήματα από την χρήση της unit value στην ανάλυση ζήτησης.....	27
3.3 Μεροληψία στην εκτίμηση λόγω παράλειψης ποιοτικών επιδράσεων στην τιμή	30
3.4 Ποιοτικές επιδράσεις στην ποσότητα	31
3.5 Διαδικασία διόρθωσης ποιοτικών διαφορών	33

Κεφάλαιο 4: Το υπόδειγμα Dong, Shonkwiler και Capps (1998) : Η περίπτωση

του Μεξικού	37
--------------------------	----

4.1	Το Οικονομετρικό Υπόδειγμα	36
4.2	Δεδομένα και μεταβλητές.....	38
4.3	Ανάλυση εκτιμητών υποδείγματος	43
Κεφάλαιο 5: Διαδικασία εκτίμησης ελαστικότητας τιμής και εισοδήματος.....		50
5.1	Υπολογισμός ελαστικότητας	50
5.2	Εκτίμηση ελαστικότητας για το σύνθετο προϊόν κρέας.....	53
5.2.1	Μεταβάλλοντας δημογραφικές μεταβλητές για το σύνθετο προϊόν κρέας	59
5.3	Εκτίμηση ελαστικότητας για το σύνθετο προϊόν θαλασσινά, και η επίδραση των δημογραφικών μεταβλητών.....	62
Κεφάλαιο 6: Συμπεράσματα.....		62
6.1	Συμπερασματικά σχόλια	62
6.2	Μελλοντικές προεκτάσεις.....	67
Βιβλιογραφία		69
Παράρτημα Α		
A.1	Υπολογισμός της εξίσωσης της αθροιστική κανονικής κατανομής.....	72
A.2	Υπολογισμός της log likelihood εξίσωσης.....	73
Παράρτημα Β		
B.1	Υπολογισμός της αναμενόμενης δαπάνης.....	77
B.2	Υπολογισμός της αναμενόμενης τιμής μονάδος.....	78
B.3	Υπολογισμός της υπό συνθήκης δαπάνης	79

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η χρήση διαστρωματικών στοιχείων για την ανάλυση της καταναλωτικής συμπεριφοράς, προσφέρει την δυνατότητα να προσδιοριστούν οι επιδράσεις που έχουν οι τιμές και οι διάφορες δημογραφικές μεταβλητές στην απόφαση για δαπάνη. Στην περίπτωση των σύνθετων προϊόντων το μέγεθος της δαπάνης εξαρτάται από την ζητούμενη ποσότητα και από την επιθυμητή ποιότητα. Για την αμερόληπτη εκτίμηση της ζήτησης, το υπόδειγμα που θα επιλεγεί, πρέπει να συμπεριλαμβάνει τις πληροφορίες από τα νοικοκυριά με μηδενικές δαπάνες και να εμπεριέχει την υπόθεση ότι οι τιμές διαφοροποιούνται ανάμεσα στα νοικοκυριά. Με την χρήση των εκτιμημένων συντελεστών του υποδείγματος, ο υπολογισμός των ελαστικοτήτων τιμής και εισοδήματος χωρίς ποιοτική προσαρμογή οδηγεί σε μεροληπτικές εκτιμήσεις. Μέσα από εμπειρική ανάλυση και την μέθοδο που πρότειναν οι Chung et al. (2005), αποδεικνύεται η αναγκαιότητα της ποιοτικής προσαρμογής τόσο στην τιμή όσο και στην ποσότητα στην ανάλυση ζήτησης, ειδικά όταν στο σύνθετο προϊόν υπάρχει μεγάλος βαθμός υποκατάστασης μεταξύ των βασικών αγαθών ή όταν η συχνότητα αγοράς του είναι αρκετά μικρή.

ABSTRACT

Using cross sectional data in order to analyze consumer's behavior, offer the advantage to determine the effects which prices and several demographic variables have on expenditure choice. For the composite commodities case, expenditures depend on both quantity demanded and quality desired. To estimate unbiased demand, the model that will be chosen should take into account information from non-purchasing households and includes the assumption that prices vary among households. With the estimated coefficients from the model, the computation of price and income elasticity, ignoring quality adjustment, can cause biased estimates. Through empirical analysis and the method proposed by Chung et al. (2005), it is proved that the necessity for quality adjustment in both prices and quantities in demand analysis, especially when there is high degree of substitution among elementary goods in composite commodity or the frequency of purchase is too low.

Λέξεις κλειδιά: Ανάλυση ζήτησης, ελαστικότητα τιμών και εισοδήματος, τιμή μονάδος, σύνθετα προϊόντα, ποιότητα, μεροληψία επιλογής.

Κεφάλαιο 1: Μελέτη καταναλωτικής συμπεριφοράς από στοιχεία Οικογενειακών Προϋπολογισμών

1.1 Η έρευνα οικογενειακών προϋπολογισμών

Στη παρούσα μελέτη με την χρήση των δεδομένων από τους οικογενειακούς προϋπολογισμούς, προσπαθούμε να αναλύσουμε την ζήτηση των νοικοκυριών, να καταλάβουμε την συμπεριφορά τους στην κατανάλωση συγκεκριμένων τροφίμων και να υπολογίσουμε την αντίδραση τους σε αλλαγές που μπορεί να συμβούν είτε στις τιμές των αγαθών αυτών, είτε στο εισόδημα τους ή σε κάποιο χαρακτηριστικό του νοικοκυριού που ανήκουν. Οι πληροφορίες που προκύπτουν από τις έρευνες αυτές, αποτελούν ένα χρήσιμο εργαλείο στην διαδικασία λήψης αποφάσεων. Από την πλευρά των επιχειρήσεων είναι χρήσιμες για την επίτευξη του αναμενόμενου επιπέδου παραγωγής, για τις πολιτικές τιμολόγησης και την θέσπιση στρατηγικών μάρκετινγκ, και από την πλευρά των κυβερνήσεων για τον σχεδιασμό ευφυούς δημοσιονομικής πολιτικής μέσω της έμμεσης φορολόγησης, την επιδότηση προγραμμάτων για τρόφιμα, την κατάλληλη αγροτική πολιτική και μέσω της επιρροής που έχει στις τιμές τροφίμων και το εμπορικό ισοζύγιο. Για την λήψη αυτών των αποφάσεων απαιτείται η ανάλυση των δεδομένων της ζήτησης και η εκτίμηση των ελαστικότητας τιμής και εισοδήματος.

Παλιότερες μελέτες χρησιμοποιούσαν δεδομένα χρονολογικών σειρών, επαρκή για την εκτίμηση των ελαστικότητας. Όμως, πρόσφατες μελέτες έδειξαν ότι και η χρήση διαστρωματικών δεδομένων (cross-sectional data), είναι επίσης κατάλληλη στην εκτίμηση των ελαστικότητας της ζήτησης. Πηγή διαστρωματικών δεδομένων είναι και οι Έρευνες Οικογενειακών Προϋπολογισμών (Household Budget Survey), που αποτελούν μία στατιστική έρευνα με την οποία συγκεντρώνονται πληροφορίες από ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα νοικοκυριών. Οι έρευνες αυτές προσφέρουν πληροφορίες για τις ποσότητες αγαθών και υπηρεσιών που καταναλώνουν τα νοικοκυριά, τις δαπάνες διαβίωσής τους, καθώς και τα οικονομικά και κοινωνικό-δημογραφικά χαρακτηριστικά που αφορούν την σύνθεσή τους, όπως είναι η απασχόληση των μελών τους και οι συνθήκες στέγασης. Οι πληροφορίες αυτές είναι πολύ αναλυτικές, δηλαδή, δε συγκεντρώνονται πληροφορίες για κατηγορίες δαπανών συνολικά, όπως για παράδειγμα δαπάνες διατροφής, είδη ένδυσης- υπόδησης, δαπάνες για την υγεία, αλλά για καθεμία δαπάνη χωριστά η οποία προσδιορίζεται με την μεγαλύτερη

δυνατή ακρίβεια. Με αυτό τον τρόπο διαθέτουμε μια πλούσια βάση δεδομένων, που προσφέρει μοναδικές ερευνητικές ευκαιρίες και μπορούν να αξιοποιηθούν για διάφορες αναλύσεις, όπως στη μελέτη του βιοτικού επιπέδου ενός πληθυσμού, στον καταρτισμό διαφόρων κοινωνικό-οικονομικών δεικτών, στην ανάλυση ζήτησης διάφορων αγαθών και υπηρεσιών και άλλων θεωρητικών και πρακτικών ζητημάτων.

Με την χρήση διαστρωματικών δεδομένων είναι επίσης απαραίτητο να δημιουργηθεί ένα θεωρητικό και εμπειρικό πλαίσιο, ώστε οι ελαστικότητες που θα εκτιμηθούν να είναι αμερόληπτες και αποτελεσματικές. Τα διαστρωματικά στοιχεία για την κατανάλωση τροφίμων και υπηρεσιών, παρέχουν συνήθως πληροφορίες για το μέγεθος της δαπάνης και της αγοραζόμενης ποσότητας. Παλιότερες έρευνες υπέθεταν ότι όλοι οι καταναλωτές αντιμετωπίζουν τις ίδιες τιμές, σύμφωνα όμως με τους Prais and Houthakker (1955) υπάρχουν διακυμάνσεις στις τιμές των διαστρωματικών δεδομένων που οφείλονται στο τόπο διαμονής του νοικοκυριού, στη χρονική περίοδο που γίνεται η έρευνα στην διάκριση τιμών και στη διαφορά ποιότητας των προϊόντων. Έτσι η τιμή μονάδος (unit value) που προκύπτει από την διαίρεση της συνολικής δαπάνης με την συνολική αγοραζόμενη ποσότητα, δεν υποκαθιστά άμεσα την τιμή αγοράς, καθώς αν χρησιμοποιηθεί απευθείας στην ανάλυση ζήτησης, η ελαστικότητα τιμής δεν θα είναι η πραγματική αλλά θα αντανακλά και την ελαστικότητα ποιότητας. Για να εκτιμηθούν οι ελαστικότητες τιμών που θα είναι συγκρίσιμες με αυτές που θα προέκυπταν από τα δεδομένα χρονολογικών σειρών, πρέπει να λαμβάνονται υπόψη οι παράγοντες που προκαλούν αυτές τις αποκλίσεις.

Το μέγεθος της δαπάνης από την άλλη, για κάποια προϊόντα ή υπηρεσίες μπορεί να μην είναι θετικό αλλά μηδενικό. Οι πληροφορίες που περιέχονται από τα νοικοκυριά με μηδενικές παρατηρήσεις, έχουν οικονομετρικές και οικονομικές επιπτώσεις (Perali & Chavas, 2000) και οι οποίες αν αγνοηθούν θα οδηγηθούμε σε μεροληπτικές εκτιμήσεις. Θα πρέπει επίσης να γνωρίζουμε την αιτία που εμφανίζονται οι μηδενικές παρατηρήσεις, ώστε το υπόδειγμα που θα διαμορφωθεί να είναι κατάλληλο να περιγράψει τη σχέση της δαπάνης με τους παράγοντες που την επηρεάζουν. Η ορθότητα των συμπερασμάτων που προκύπτουν από την ανάλυση δεδομένων των οικογενειακών προϋπολογισμών και τη διαδικασία εκτίμησης τους, εξαρτάται όχι μόνο από τις στατιστικές υποθέσεις που τίθενται αλλά και από την αιτιολόγηση της ύπαρξης των μηδενικών τιμών (Kevork, 1994).

Υπάρχουν πολυάριθμοι αλγεβρικοί προσδιορισμοί της ζήτησης που παρέχουν ουσιαστικούς και στατιστικά επαρκούς εκτιμητές. Στην παρούσα εργασία, θα αναλύσουμε την μέθοδο και την διαδικασία που ανέπτυξαν οι Chung et al (2005), για την εκτίμηση των ελαστικοτήτων της ζήτησης για διάφορα προϊόντα. Έκτος από το ενδιαφέρον μας για την ανάπτυξη μιας κατάλληλης συναρτησιακής μορφής, εξετάζεται και πως διάφορες δημογραφικές μεταβλητές μπορούν να επηρεάσουν την ζήτηση διάφορων κατηγοριών τροφίμων. Στην ενότητα 2 που ακολουθεί, παρουσιάζονται τα βασικά υποδείγματα που έχουν χρησιμοποιηθεί για την ανάλυση της ζήτησης και τον υπολογισμό των ελαστικοτήτων της. Στην ενότητα 3 παρουσιάζεται το πρόβλημα που οφείλεται αν αγνοήσουμε τις ποιοτικές επιδράσεις στην διακύμανση της τιμής και παρουσιάζεται η διαδικασία διόρθωσης σύμφωνα με τους Chung et al. (2005). Στην ενότητα 4 περιγράφεται το προτεινόμενο υπόδειγμα και η μέθοδος εκτίμησης του. Στην ενότητα 5 παρέχονται περιγραφικές πληροφορίες σχετικά με τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στη μελέτη, τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος, όπως και παραδείγματα με τις ελαστικότητες που εκτιμήθηκαν. Τέλος στην ενότητας 6 παρουσιάζονται τα συμπεράσματα και αναπτύσσονται οι πιθανές πολιτικές συνέπειες των αποτελεσμάτων αυτών.

2.Υποδείγματα εξαρτημένης μεταβλητής με περιορισμένη πληροφόρηση, για την μελέτη της καταναλωτικής συμπεριφοράς

2.1 Μηδενικές παρατηρήσεις

Το κεφάλαιο αυτό παρέχει μια ανασκόπηση των διάφορων μελετών που έχουν διεξαχθεί σχετικά με την συμπεριφορά των καταναλωτών. Το πρώτο πλήρες σύστημα ζήτησης προέρχεται ρητά από την θεωρία του καταναλωτή. Όμως η βιβλιογραφία στην ανάλυση ζήτησης του καταναλωτή έχει επεκταθεί, όπου διαφορετικά υποδείγματα και τεχνικές εκτίμησης έχουν εφαρμοστεί στην συνάρτηση ζήτησης. Ένα σημαντικό ζήτημα στην ανάλυση ζήτησης είναι τα λογοκριμένα δεδομένα. Καθώς οι επιλογές των προϊόντων είναι πολύ μεγάλη, είναι λογικό επακόλουθο οι περισσότεροι καταναλωτές να αγοράζουν ένα μέρος των προϊόντων, και στα διαθέσιμα δεδομένα να περιέχονται παρατηρήσεις μηδενικών δαπανών.

Συνήθως εμφανίζονται μηδενικές δαπάνες σε κάποιο προϊόν, όταν το νοικοκυριό αδυνατεί λόγω του διαθέσιμου εισοδήματος, ή θεωρεί την παρούσα τιμή του προϊόντος αρκετά υψηλή, ή από ύπαρξη υποκατάστατων προϊόντων. Αυτό αποτελεί μία εξήγηση γωνιακής λύσης. Υπάρχουν όμως και άλλοι λόγοι που μπορούν να αιτιολογήσουν την ύπαρξη μηδενικών δαπανών. Πρώτον, να είναι αποτέλεσμα απόφασης του νοικοκυριού, για μη-συμμετοχή στην αγορά του συγκεκριμένου προϊόντος σε οποιαδήποτε τιμή. Δεύτερον, από λάθος καταγραφή εξαιτίας του ερωτώμενου ή του απარიθμητή, ή λόγο άρνησης του καταναλωτή να δηλώσει την αληθινή του επιλογής (π.χ. για κατανάλωση απαγορευμένων ουσιών). Τρίτον, να μην παρατηρείται κάποια αγορά είτε γιατί το αγαθό που εξετάζεται είναι διαρκές και καταναλώνεται σπάνια (π.χ. συσκευές, έπιπλα), είτε γιατί ακόμα και αν είναι πρώτης ανάγκης, επειδή οι έρευνες οικογενειακών προϋπολογισμών διαρκούν λίγες ημέρες, μπορεί να μην έτυχε να γίνει κάποια αγορά εκείνες τις μέρες ή αν η έρευνα αναφέρεται σε αγαθά που μπορούν να αποθηκευτούν για μεγάλο διάστημα, να υπήρχε απόθεμα από προηγούμενη αγορά πριν την περίοδο της έρευνας.

Οι γωνιακές λύσεις επηρεάζονται από τις τιμές των αγαθών και το διαθέσιμο εισόδημα, ενώ οι απόφαση συμμετοχής επηρεάζεται από μεταβλητές που αντανakλούν τα χαρακτηριστικά του νοικοκυριού και τις προτιμήσεις του. Οι ερευνητές που χρησιμοποιούν αυτά τα δεδομένα,

είναι αδύνατον να γνωρίζουν εκ των προτέρων ποια είναι η πραγματική απόφαση κάθε νοικοκυριού όπως επίσης δεν γνωρίζουν τις τιμές μονάδος που αντιμετωπίζει το κάθε νοικοκυριό που δεν συμμετέχει. Τα δεδομένα είναι ανεπαρκή ώστε να προσδιοριστεί πότε μια μηδενική παρατήρηση αντιπροσωπεύει ένα νοικοκυριό που δεν καταναλώνει το αγαθό γενικά, πότε δεν το καταναλώνει στο επίπεδο εισοδήματος που διαθέτει, ή το καταναλώνει σπάνια. Ένας τρόπος για να αντιμετωπιστούν οι μηδενικές παρατηρήσεις, είναι η χρήση της κατάλληλης τεχνικής για την εκτίμηση αυτών των παρατηρήσεων. Όταν οι μηδενικές παρατηρήσεις εμπεριέχονται στην εκτίμηση, η γωνιακές λύσεις μπορούν να εξηγηθούν. Αν όμως χρησιμοποιηθούν μόνο οι μη μηδενικές παρατηρήσεις, θα παρουσιαστεί μεροληψία επιλογής (Madalla, 1983). Η επόμενη ενότητα καλύπτει κάποια από τα βασικά υποδείγματα που αντιμετωπίζουν λογοκριμένα δεδομένα.

2.1.1 Το υπόδειγμα περιορισμένης εξαρτημένης μεταβλητής (limited dependent variable model)

Το πρόβλημα καταγραφής μηδενικών μεταβλητών αναγνωρίστηκε πρώτα από το Tobin (1958) για τον οποίο ήταν αναποτελεσματικό να μη χρησιμοποιούνται πληροφορίες για την εξαρτημένη μεταβλητή όταν αυτές είναι διαθέσιμες. Βασιζόμενος στην υπόθεση ότι οι ίδιες ερμηνευτικές μεταβλητές μπορούν να επιδράσουν με τον ίδιο τρόπο στην απόφαση των νοικοκυριών για θετική ή μηδενική δαπάνη, εφάρμοσε το υπόδειγμα περιορισμένης εξαρτημένης μεταβλητή (limited dependent variable model), γνωστό ως Tobit για τους οικονομολόγους, σε δεδομένα δαπανών νοικοκυριών για διαρκή καταναλωτικά αγαθά. Τα δεδομένα αυτά, περιέχουν αρκετές παρατηρήσεις όπου οι δαπάνες είναι μηδενικές. Το γεγονός αυτό καταστρέφει τη υπόθεση γραμμικότητας, με αποτέλεσμα η χρήση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) να οδηγεί σε μεροληπτικές και ασυνεπή εκτιμητές. Το μοντέλο Tobit παράγει γωνιακές λύσεις, καθώς τα νοικοκυριά είναι πιθανοί καταναλωτές και αποφασίζουν μια δαπάνη με βάση τα χαρακτηριστικά τους.

Το υπόδειγμα της λογοκριμένης κανονικής παλινδρόμησης Tobit, είναι αυτό που λογοκρίνεται κάτω από μηδέν, δηλαδή οι μη θετικές παρατηρήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής υποκαθίστανται με μηδέν. Με την εξαρτημένη μεταβλητή να είναι γραμμική ως προς τις ερμηνευτικές της και τα κατάλοιπα να είναι κανονικά και ομοσκεδαστικά, έχουμε:

$$Y_i^* = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad \text{όπου} \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Έστω η εξαρτημένη δαπάνη μη παρατηρούμενη (latent variable) $Y_i^* \sim N(\alpha + \beta X_i, \sigma^2)$ με χαμηλότερο όριο το μηδέν, η παρατηρούμενη δαπάνη Y_i ορίζεται:

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \varepsilon_i & \text{εάν } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{εάν } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Αυτό είναι και το γενικό μοντέλο Tobit. Ως μέθοδο εκτίμησης του, ο Tobin πρότεινε και βεβαίωσε την εφαρμογή της maximum likelihood estimation (MLE). Οι εκτιμήσεις και τα συμπεράσματα του βασίζονται σε ισχυρές υποθέσεις κατανομής, και η συνάρτηση πιθανοφάνειας στην περίπτωση αυτή είναι μία μίξη διακριτής και συνεχής κατανομής :

$$L = \prod_{i=1}^n = \prod_{i=1}^{n_0} (1 - \Phi_{z_i}) \cdot \prod_{i=n_0+1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{Y_i - \alpha - \beta X_i}{\sigma}\right)^2}$$

Όπου n_0 τα νοικοκυριά με $Y_i = 0$ και τα υπόλοιπα αναφέρεται σε νοικοκυριά με $Y_i = Y_i^* > 0$.

Μια αδυναμία του Tobit σχετίζεται με τις υποθέσεις της κατανομής, αν τα κατάλοιπα είναι μη κανονικά ή έχουν ετεροσκεδαστικότητα τότε οι ML εκτιμητές είναι ασυνεπείς. Το μέγεθος της λογοκρισίας επίσης είναι καθοριστικός παράγοντας για τον αν ένας εκτιμητής είναι ασυνεπής. Ο Amemiya (1973) προσπάθησε να συμπληρώσει κάποια κενά από τη εργασία του Tobin. Απέδειξε ότι οι αρχικοί εκτιμητές που πρότεινε ο Tobin δεν ήταν συνεπείς, και πρόσφερε με την ανάλυση του, μια επίσημη απόδειξη της ισχυρής συνέπειας και ασυμπτωτικής κανονικότητας των εκτιμητών μεγίστης πιθανοφάνειας, παρά της μικτής διακριτής-συνεχής φύσης της λογοκριμένης πυκνότητας. Επίσης το υπόδειγμα του Tobin μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν τα δεδομένα λογοκρίνονται εξαιτίας γωνιακών λύσεων. Καθώς μόνο μία μη παρατηρούμενη μεταβλητή χρειάζεται να είναι θετική ώστε να παρατηρηθεί θετική ποσότητα, η απόφαση για συμμετοχή στην αγορά και κατανάλωση αντιμετωπίζονται σαν μία απόφαση, και η μη συμμετοχή ως αιτία των μηδενικών δαπανών δεν συμπεριλαμβάνεται στο Tobit.

2.1.2 Υπόδειγμα διπλού εμποδίου (double hurdle)

Το υπόδειγμα double-hurdle που προτάθηκε από τον Cragg (1971), αποτελεί μια γενίκευση του υποδείματος Tobit, και προϋποθέτει ότι για να είναι θετική μια δαπάνη το νοικοκυριό θα πρέπει υπερπηδήσει δύο εμπόδια: 1) Να συμμετέχει στην αγορά οπότε η απόφαση

συμμετοχής του να είναι θετική $z_i^* > 0$ (participation decision) και 2) να αγοράσει το προϊόν οπότε $Y_i^* > 0$ (consumption decision). Έτσι οι μηδενικές δαπάνες είναι αποτέλεσμα της απόφασης για συμμετοχή ή της απόφασης για κατανάλωση. Τα εμπόδια είναι γραμμικά ως προς τις μεταβλητές τους, και στο κλασικό υπόδειγμα του Gragg τα κατάλοιπα κατανέμονται τυχαία με διμεταβλητή κανονική κατανομή χωρίς να συσχετίζονται. Το διμεταβλητό υπόδειγμα μπορεί να απεικονιστεί ως εξής:

Η παρατηρούμενη δαπάνη είναι $Y_i = z_i Y_i^*$ όπου,

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* = \alpha_0 + a_1' X_i + \varepsilon_i & \text{εάν } z_i^* > 0 \text{ και } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{εάν } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

και

$$z_i^* = \gamma' W + u \text{ και } z_i = \begin{cases} 1 & \text{εάν } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{εάν } z_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Όπου i ο αριθμός των παρατηρήσεων, z_i^* και Y_i^* οι μη παρατηρούμενες μεταβλητές που απεικονίζουν την καθαρή επίδραση των ερμηνευτικών μεταβλητών για συμμετοχής και κατανάλωσης, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ και $u_i \sim N(0, 1)$ τα κατάλοιπα, και W_i και X_i είναι μια ομάδα ερμηνευτικών μεταβλητών, που αποτελούνται από τις ίδιες μεταβλητές και επηρεάζουν την απόφαση για συμμετοχή και για δαπάνη αντίστοιχα. Οι ίδιες μεταβλητές χρησιμοποιούνται και για τα δύο μέρη του υποδείγματος αλλά αυτό μπορεί να μετριαστεί αν υπάρχουν εμφανή περιορισμοί. Τέλος τα γ και a_1 είναι οι συντελεστές διανύσματα-στήλη που πρέπει να εκτιμηθούν.

Όταν $z_i^* > 0$ δεν σημαίνει απαραίτητα ότι και η δαπάνη θα είναι θετική, καθώς παράγοντες όπως η τιμή ή το εισόδημα μπορεί να μην το επιτρέψουν και $Y_i^* \leq 0$. Το γεγονός αυτό αποτελεί μια γωνιακή λύση του συστήματος. Βλέπουμε ότι οι αποφάσεις για συμμετοχή και κατανάλωση υποδειγματοποιούνται ξεχωριστά και αυτό αποδεικνύει ότι το υπόδειγμα double-hurdle λαμβάνει την μη συμμετοχή σαν αιτία για την μηδενική δαπάνη. Όσο αφορά τη συμμετοχή, καταλληλότερο υπόδειγμα θα ήταν το probit ή το logit. Η εκτίμηση μεγίστης πιθανοφάνειας (MLE) είναι κατάλληλη, καθώς διαχωρίζεται σε εκτίμηση της διακριτής επιλογής χρησιμοποιώντας όλες τις μεταβλητές, και σε εκτίμηση των παραμέτρων για την

συνάρτηση πυκνότητας $\varphi(Y_i|z_i=1, X)$, όπου χρησιμοποιεί τις παρατηρήσεις με θετικές δαπάνες $Y_i^* > 0$.

2.1.3 Η προσέγγιση του Heckman στην επιλογή δείγματος (two-step approach)

Ο Heckman (1974) μελετώντας την προσφορά εργασίας των γυναικών, πρότεινε μια διαδικασία που στηρίζεται στην διαδικασία του Tobit. Εκτίμησε ταυτόχρονα ένα σύστημα δύο εξισώσεων, χρησιμοποιώντας πληροφορίες από όλο το δείγμα, αφήνοντας τις διάφορες παραμέτρους να επιδρούν στην πιθανότητα εμφάνισης της κάθε εξίσωσης. Χρησιμοποίησε την συνάρτηση πιθανοφάνειας για την εκτίμηση των παραμέτρων όπως και ο Tobin (1958), με την διαφορά ότι οι η συνάρτηση πυκνότητας είναι πολυμεταβλητή, και οι παράμετροι στην συνάρτηση πυκνότητα δεν είναι ίδιες με της συνάρτηση αθροιστικής πυκνότητας.

Στην συνέχεια ο Heckman (1976, 1979) παρουσίασε μία προέκταση του υποδείγματος του Cragg, τη διαδικασία εκτίμησης δύο σταδίων, για μια συνεχή μεταβλητή. Η μέθοδος αυτή προϋποθέτει ότι η απόφαση συμμετοχής και η δαπάνη χρήσης πραγματοποιούνται ταυτόχρονα, δηλαδή τα σφάλματα των δύο εξισώσεων συσχετίζονται. Έτσι για τα σφάλματα υποτίθεται ότι έχουν διμεταβλητή κανονική κατανομή, με συντελεστή συσχέτισης ρ .

Βασιζόμενοι στις εξισώσεις του υποδείγματος του Cragg (1971) στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η διχοτομική απόφαση συμμετοχή (διακριτή επιλογή) ως ένα ανεξάρτητο μοντέλο probit, με την μέθοδο maximum likelihood και χρησιμοποιώντας μεταβλητές από όλο το δείγμα (καταναλωτές και μη). Από τη σχέση αυτή προκύπτει το διάνυσμα του αντίστροφου λόγου

του Mills $\lambda = \left(\frac{\varphi(\gamma'W)}{\Phi(\gamma'W)} \right)$ που προκύπτει από τους εκτιμητές των παραμέτρων και

υποδηλώνει τον κίνδυνο μη συμμετοχής. Η δαπάνη προκύπτει μόνο όταν $z_i=1$, έτσι

$E(Y_i|z_i=1) = \alpha_0 + a_1X_i + a_2\sigma_\varepsilon\lambda$ είναι το μοντέλο που εκτιμάται στο δεύτερο στάδιο. Η παλινδρόμηση πλέον αποτελείται από το διάνυσμα των ερμηνευτικών μεταβλητών X και το διάνυσμα του ανάστροφου λόγου Mills λ , που προκύπτει από την εξίσωση συμμετοχής, και εκτιμάται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) μόνο για τις θετικές δαπάνες.

Ξανατρέχουμε δηλαδή τη παλινδρόμηση με το εκτιμημένο αναμενόμενο λάθος ως μια νέα ερμηνευτική μεταβλητή. Αυτή η μέθοδος είναι γνωστή στην βιβλιογραφία ως Heckit.

2.2 Η τιμή μονάδος και η επιλογή ποιότητας στην ανάλυση ζήτησης

Οι ερευνητές έχουν χρησιμοποιήσει πολλές φορές την τιμή μονάδος ως τον κατά προσέγγιση υπολογισμό των τιμών στην ανάλυση της ζήτησης. Στις έρευνες οικογενειακών προϋπολογισμών που διενεργούνται συνήθως συγκεντρώνονται πληροφορίες σχετικά με τις δαπάνες και τις ποσότητες που αγοράζονται από ένα νοικοκυριό, ενώ πληροφορίες σχετικά με τις τιμές είναι σπάνιες. Επιπρόσθετα, πολλά αγαθά συχνά αθροίζονται ώστε να δημιουργηθεί ένα σύνθετο αγαθό, το οποίο αποτελείται από αγαθά διαφορετικών ποιοτικών χαρακτηριστικών. Υπό αυτές τις συνθήκες, η κοινή διαδικασία που χρησιμοποιείται για την απόδοση της τιμής μονάδος (unit value), ο λόγος των δαπανών προς τις ποσότητες, εμπεριέχει μια συνιστώσα τιμής, καθώς και μια συνιστώσα ποιότητας. Η ποιότητα που επιλέγεται προκύπτει από την επιλογή μιας ποικιλίας από το σύνθετο προϊόν, της οποίας η τιμή πιθανόν να διαφέρει από την τιμή άλλων ποικιλιών. Είναι επομένως παραπλανητικό να χρησιμοποιούνται οι τιμές μονάδος ως οι πραγματικές εξωγενείς τιμές. Κατά συνέπεια θα πρέπει να αναγνωρίζονται οι αλλαγές στις τιμές και οι αλλαγές στην ποιότητα, όταν παρατηρείται μια μεταβολή στην τιμή μονάδος.

Ο Deaton (1987, 1988 και 1990) τεκμηριώνει μια εξέλιξη στην ανάλυση της ζήτησης, που αποτελεί την διάσπαση των τιμών μονάδων, σε μια συνιστώσα τιμής και μια συνιστώσα ενδογενούς επιλογής ποιότητας. Οι τιμές μονάδος για ορισμένα προϊόντα μπορούν να ποικίλλουν σε μεγάλο βαθμό. Την διακύμανση των τιμών μπορεί να εξηγήσει μια μεταβολή της τιμής μονάδος, αλλά οι πολύ μεγάλες διαφορές είναι πιο πιθανό να απεικονίζουν σημαντικές ποιοτικές διαφορές. Το πρόβλημα που δημιουργείται είναι ο διαχωρισμός της επίδρασης της τιμής και της ποιότητας χωρίς την γνώση των σχέσεων μεταξύ της τιμής μονάδος και της πραγματικής εξωγενούς τιμής. Ο Deaton (1987, 1988 και 1990) με τις παρακάτω μελέτες προσπάθησε να προσδιορίσει τις επιδράσεις της ποιότητας και να δείξει πως τα εκτιμώμενα αποτελέσματα μπορούν να βελτιωθούν απομονώνοντας τις ποιοτικές επιδράσεις από τις τιμές μονάδος.

2.2.1 Deaton 1987

Το άρθρο αυτό διαπραγματεύεται την χρήση της τιμής μονάδος ως ενδογενή μεταβλητή. Σε αυτή τη μελέτη οι σταυροειδής επιδράσεις εμπεριέχονται στην τιμή μονάδος και στην εξίσωση ζήτησης, έτσι ώστε να υπολογίζονται κατάλληλα οι σταυροειδής ελαστικότητες. Βασική υπόθεση στο υπόδειγμα αυτό, είναι ότι οι τιμές είναι σταθερές εντός των χωρικών διαμερισμάτων (cluster), ώστε να διαχωρίζονται οι επιδράσεις των λαθών στην μέτρηση από την γνήσια διακύμανση τιμής. Για κάθε νοικοκυριό i στο διαμέρισμα c για το προϊόν G η εξίσωση της ποσότητας και της τιμής μονάδος θα είναι:

$$\ln q_{Gic} = a_G^0 + \beta_G^0 \ln x_{ic} + \gamma_G^0 z_{ic} + \sum_{H=1}^5 \theta_{GH} \ln p_{Hc} + (f_{Gc} + u_{Gic}^0)$$
$$\ln v_{Gic} = a_G^1 + \beta_G^1 \ln x_{ic} + \gamma_G^1 z_{ic} + \sum_{H=1}^5 \psi_{GH} \ln p_{Hc} + u_{Gic}^1$$

Όπου q_{Gic} η ποσότητα για το αγαθό G που καταναλώνεται και v_{Gic} η αντίστοιχη τιμή μονάδος, x_{ic} όλο το διαθέσιμο εισόδημα, z_{ic} το διάνυσμα των χαρακτηριστικών του νοικοκυριού, p_{Hc} η μη παρατηρούμενες τιμές και f_{Gc} το σταθερό αποτέλεσμα του γεωγραφικού διαμερίσματος. Η ποιότητα ως συστατικό της τιμής μονάδος προκύπτει από το σύνολο των παραμέτρων που αποτελούν ποιοτικά χαρακτηριστικά. Εντός των γεωγραφικών διαμερισμάτων, οι παράμετροι της ποσότητας και της τιμής μονάδος, μπορούν να προσδιορίσουν την καμπύλη Engel και τις ποιοτικές επιδράσεις, χωρίς τις πληροφορίες για τις πραγματικές τιμές. Στα δεδομένα που εφαρμόστηκε η μέθοδος αυτή, η ελαστικότητα τιμής βρέθηκε αρνητική, και οι cross-price ελαστικότητες ήταν οι αναμενόμενες. Διαφορές στην συμπεριφορά των καταναλωτών εντοπίστηκαν στην σύγκριση αστικών και αγροτικών περιοχών. Αυτό φαίνεται λογικό, καθώς στις αστικές περιοχές υπάρχει μεγαλύτερη διαθεσιμότητα και ποικιλία τροφίμων. Η μέθοδος αυτή εμφανίζει αδυναμίες, καθώς δεν αντιμετωπίζει την εμφάνιση μηδενικών δαπανών, αλλά με την διπλή λογαριθμική της μορφή εξετάζει μόνο τις θετικές ποσότητες και θετικές τιμές μονάδος.

2.2.2 Deaton 1988

Ο Deaton (1988) χρησιμοποίησε πάλι την τιμή μονάδος σαν ενδογενή μεταβλητή για να εκτιμήσει συνεπής ελαστικότητες τιμής. Η πραγματική τιμή αγοράς δεν παρατηρείται και

χρησιμοποιείται η υπόθεση ότι την δεδομένη στιγμή η τιμή αγοράς δεν μεταβάλλεται. Η τιμή αγοράς δεν παρατηρείται αλλά κάνει αισθητή την παρουσία της στην αγοραζόμενη ποσότητα και τις τιμές μονάδος. Για το νοικοκυριό i και το γεωγραφικό διαμέρισμα c , το υπόδειγμα εκτιμά δύο εξισώσεις:

$$w_{ic} = a_1 + \beta_1 \ln x_{ic} + \gamma_1 z_{ic} + \theta_1 \ln p_c + f_c + u_{1ic}$$

$$\ln v_{ic} = a_2 + \beta_2 \ln x_{ic} + \gamma_2 z_{ic} + \theta_2 \ln p_c + u_{2ic}$$

Όπου w_{ic} το μέρος του προϋπολογισμού που αφιερώνεται στο αγαθό, και οι υπόλοιπες μεταβλητές ερμηνεύονται όπως και στο προηγούμενο υπόδειγμα. Στο υπόδειγμα αυτό συμπεριλαμβάνονται τα νοικοκυριά που δεν καταναλώνουν, $w_{ic} = 0$. Η εξίσωση της τιμής μονάδος παρατηρείται μόνο για τα νοικοκυριά που καταναλώνουν, και ποικίλει από νοικοκυριό σε νοικοκυριό. Η εκτίμηση των δύο εξισώσεων γίνεται με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Με την διαδικασία διόρθωσης της τιμής μονάδος από την επίδραση της ποιότητας και των λαθών στην μέτρηση που αναπτύσσεται στο άρθρο, μπορεί να εκτιμηθεί η χωρική (spatial) διακύμανση της τιμής και να χρησιμοποιηθεί στην ανάλυση ζήτησης ώστε να εκτιμηθούν οι ελαστικότητες τιμών.

2.2.3. Deaton 1990

Η εργασία αυτή επεκτείνει και βελτιώνει τις προηγούμενες προσπάθειες του συγγραφέα για την μέτρηση των ελαστικότητας τιμής και σταυροειδών ελαστικότητας. Αντικατέστησε τα προηγούμενα μοντέλα με λιγότερο περιοριστικές συναρτήσεις για να προσεγγίσει τη σχέση μεταξύ μερίδια προϋπολογισμού, τιμές και συνολικές δαπάνες. Διατήρησε την υπόθεση για σταθερές τιμές εντός των γεωγραφικών διαμερισμάτων, και το νέο υπόδειγμα είναι:

$$\ln w_{Gic} = a_G^0 + \beta_G^0 \ln x_{ic} + \gamma_G^0 z_{ic} + \sum_{H=1}^5 \theta_{GH} \ln p_{Hc} + (f_{Gc} + u_{Gic}^0)$$

$$\ln v_{Gic} = a_G^1 + \beta_G^1 \ln x_{ic} + \gamma_G^1 z_{ic} + \sum_{H=1}^5 \psi_{GH} \ln p_{Hc} + u_{Gic}^1$$

Η εκτίμηση του μοντέλου έγινε σε δύο στάδια. Το πρώτο περιλαμβάνει την εκτίμηση εντός χωρικού διαμερίσματος όπου οι διακύμανση στο μερίδιο δαπάνη οφείλεται στο εισόδημα και στα χαρακτηριστικά του νοικοκυριού. Οι ελαστικότητες δαπανών της ποσότητας και της

ποιότητας μπορούν να υπολογιστούν. Στο δεύτερο στάδιο γίνεται η εκτίμηση μεταξύ των διαφορετικών χωρικών διαμερισμάτων, ώστε χρησιμοποιώντας τις πληροφορίες του πρώτου σταδίου να υπολογιστούν οι καθαρές διακυμάνσεις στις τιμές. Η μέθοδος αυτή προτείνεται για μεγάλης - κλίμακας δεδομένων νοικοκυριών, για την εκτίμηση ενός συστήματος των εξισώσεων ζήτησης, χρησιμοποιώντας την διακύμανση των τιμών μεταξύ των χωρικών διαμερισμάτων για την εκτίμηση των ελαστικότητας τιμής και σταυροειδών ελαστικότητας. Τα μικροοικονομικά δεδομένα, επιτρέπουν στα χαρακτηριστικά των νοικοκυριών να επιδρούν στην συμπεριφορά των καταναλωτών. Θα πρέπει λοιπόν να λαμβάνονται υπόψη οι πληροφορίες που μας δίνουν και οι μηδενικές παρατηρήσεις. Τέλος να ξεχωρίζεται από τη τιμή μονάδος, το αποτέλεσμα ποιότητας, ώστε να υπολογίζονται οι ακριβής ελαστικότητες δαπάνης.

2.3 Η προέλευση του υποδείγματος AIDS (Almost Ideal Demand System)

Το υπόδειγμα AIDS προτάθηκε από τους Deaton and Muellbauer (1980b), το οποίο αρχικά χρησιμοποιήθηκε στην εκτίμηση της ζήτησης, σε οκτώ μη διαρκή αγαθά, από δεδομένα χρονολογικών σειρών. Είναι ένα ευέλικτο σύστημα κατάλληλο για την μελέτη σημαντικών πλευρών της ζήτησης τροφίμων και των σημαντικών συστατικών της. Το υπόδειγμα AIDS είναι κατάλληλο να εξηγήσει ένα μεγάλο μέρος των διακυμάνσεων των μεριδίων προϋπολογισμού των αγαθών:

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{m}{P} \right) + e_i \quad (2.3.1)$$

Όπου $w_i = \frac{p_i q_i}{M}$ τα μερίδια προϋπολογισμού για το i^{th} προϊόν, a_i ο σταθερός συντελεστής στην i^{th} εξίσωση, γ_{ij} ο συντελεστής κλίσης συναφή με το j^{th} αγαθό στην i^{th} εξίσωση μεριδίων προϋπολογισμού, p_j η τιμή του j^{th} τύπου αγαθού, m η συνολική δαπάνη στο

σύστημα αγαθών $m = \sum_{i=1}^n p_i q_i$ και P ο δείκτης της τιμής που ορίζεται από την σχέση

$$\log P = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \text{ όταν το υπόδειγμα είναι μη γραμμικό και}$$

$$\log P = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i \text{ που δίνει μια γραμμική προσέγγιση του AIDS (LA-AIDS)}$$

υποδείγματος. Αν στην ανάλυση μας ενσωματώνονται κοινωνικό-δημογραφικές μεταβλητές, η εξίσωση (2.3.1) γίνεται:

$$w_{ih} = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{m}{k_h P} \right) + e_i$$

όπου h το κάθε νοικοκυριό και k_h το μέγεθος του νοικοκυριού, που μπορεί να συμπεριλάβει την σύνθεση του νοικοκυριού ή οικονομικά στοιχεία που αποπληθωρίζουν την συνολική δαπάνη. Οι Jonas and Roosen (2008) θεώρησαν ότι ο σταθερός όρος a_0 ποικίλει ανάμεσα στα νοικοκυριά και μπορεί να διαφοροποιηθεί σε $a_0 = \rho_{i0} + \sum_{k=1}^K \rho_{ik} d_k$ όπου ρ_{i0} και ρ_{ik} είναι μεταβλητές που πρέπει να εκτιμηθούν, και d_k , $k=1, \dots, K$ είναι οι κοινωνικό-δημογραφικές μεταβλητές. Η οικονομική θεωρία επιβάλλει τους παρακάτω περιορισμούς για την εξίσωση AIDS (2.3.1):

- $\sum_i a_i = 1$ $\sum_i \beta_i = 0$ $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ (adding up) και όταν υπάρχουν κοινωνικό- δημογραφικές μεταβλητές $\sum_{i=1}^n \rho_{i0} = 1$ και $\sum_{i=1}^n \rho_{ik} = 0$ ώστε να $\sum w_i = 1$
- Ομοιογένεια: $\sum_j \gamma_{ij} = 0$
- Συμμετρία : $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, $i \neq j$

Επιβάλλοντας αυτούς τους περιορισμούς, το υπόδειγμα ικανοποιεί την Engel διάταξη μέσω της υπόθεσης adding up και με την παράμετρο γ_{ij} η ομοιογένεια και η συμμετρία επιβάλλεται. Το πλεονέκτημα αυτού του υποδείγματος είναι ότι οι περιορισμοί αυτοί εφαρμόζονται και δοκιμάζονται εύκολα. Με την υπόθεση ότι οι περιορισμοί είναι σταθεροί, η συνάρτηση (2.3.1) αντιπροσωπεύει ένα σύστημα εξισώσεων ζήτησης που εξομοιώνεται με την συνολική δαπάνη. Όταν οι σχετικές τιμές και η πραγματική δαπάνη $\frac{m}{P}$ δεν αλλάζουν, τα μερίδια προϋπολογισμού είναι σταθερά και αυτό αποτελεί το αρχικό σημείο δημιουργίας προβλέψεων.

Οι Deaton και Muellbauer εκτίμησαν το υπόδειγμα στην απλή του μορφή και σε πρώτες διαφορές, και οι εκτιμητές που προέκυψαν με την maximum likelihood ήταν και στις δύο περιπτώσεις πολύ κοντά. Το πλεονέκτημα του υποδείγματος AIDS είναι η ευκολία στην εκτίμηση και τον υπολογισμό των ελαστικότητας. Με την χρήση των εκτιμητών μπορούν να υπολογιστούν η ελαστικότητα τιμής κατά Marshall (uncompensate) ή κατά Hicks (compensate) όπως και η ελαστικότητα εισοδήματος.

2.3.1 Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) Model

Το υπόδειγμα QUAIDS (Banks et al, 1997) χρησιμοποιείται επίσης στην ανάλυση ζήτησης. Το πλεονέκτημα του είναι η μοναδική να ενσωματώνει μη γραμμικές επιδράσεις και αλληλεπιδράσεις της τιμής και των δαπανών, στον προσδιορισμό της ζήτησης.

$$w_i = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{m}{P} \right) + \frac{\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \left[\frac{m}{P} \right] \right\}^2 e_t$$

Όπου $\sum_{i=1}^n a_i = 1$ και $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$ και $b(P)$ ο Cobb-Douglas

$$\text{αθροιστής τιμής } b(P) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

Αντίστοιχα όπως στο AIDS οι περιορισμοί του υποδείγματος θα είναι :

- $\sum_i a_i = 1$ $\sum_i \beta_i = 0$ $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ $\sum_i \lambda_i = 0$ (adding up)
- Ομοιογένεια: $\sum_j \gamma_{ij} = 0$
- Συμμετρία : $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i \neq j$

Όπως και στο υπόδειγμα AIDS με την χρήση των εκτιμητών μπορούν να υπολογιστούν οι ελαστικότητες τιμών και εισοδήματος.

2.3.2 Η προσέγγιση των Dong, Gould και Kaiser (2004)

Το υπόδειγμα αυτό είναι μία παραλλαγή του Amemiya-Tobin στην εκτίμηση ενός λογοκριμένου AIDS υποδείγματος. Το υπόδειγμα AIDS θα είναι:

$$w_i^* = a_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{m}{P} \right) + e_i$$

όπου $w_i^* = p_i q_i$ το μη παρατηρούμενο (latent) μερίδιο προϋπολογισμού, που θα πρέπει να ικανοποιεί τους εξής περιορισμούς:

$$0 \leq w_i \leq 1 \text{ και } \sum_i w_i = 1$$

Έτσι η προσέγγιση των Dong et al. (2004) μπορεί να απεικονιστεί ως εξής:

$$w_i = \begin{cases} \frac{w_i^*}{\sum_{j \in S} w_j^*} & \text{if } w_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } w_i^* \leq 0 \end{cases}$$

όπου S ο δείκτης των θετικών μεριδίων προϋπολογισμού. Όσον αφορά την διαδικασία εκτίμησης η δομή του σφάλματος προϋποθέτει μια πολυμεταβλητή κανονική κατανομή. Έτσι το υπόδειγμα εκτιμάται με προσομοιωμένη maximum likelihood και με την χρήση των εκτιμητών προσδιορίζονται οι μη δεσμευμένες επιδράσεις τις τιμές μονάδος και των άλλων δημογραφικών χαρακτηριστικών στην ζήτηση προϊόντων.

2.4 Σύστημα δύο εξισώσεων

Οι Dong et al. (1998) και οι Dong και Gould (2000) στην προσπάθειά τους να αναλύσουν τους παράγοντες που επηρεάζουν την συμπεριφορά των καταναλωτών, χρησιμοποίησαν το υπόδειγμα που αρχικά διατυπώθηκε από τους Wales και Woodland (1980) για να αντιμετωπίσουν την μεροληψία επιλογής. Με το υπόδειγμα δύο εξισώσεων, η παλινδρόμηση της τιμής μονάδος του προϊόντος, διατυπώνεται ανεξάρτητα από την δεσμευμένη συνάρτηση δαπάνης του, και τα σφάλματα της δαπάνης και της τιμής μονάδος υποτίθεται ότι κατανέμονται κανονικά και συσχετίζονται. Το μοντέλο αυτό είναι κατάλληλο όταν

πληροφορίες από μη καταναλωτές επρόκειτο να χρησιμοποιηθούν. Οι παράμετροι των δύο εξισώσεων εκτιμώνται εντός μιας συνάρτησης πιθανοφάνειας που περιλαμβάνει όλες τις παρατηρήσεις.

Αναλυτικότερα, οι Wales και Woodland (1980) υιοθέτησαν το σύστημα των δύο εξισώσεων στην ανάλυση τους για την προσφορά εργασίας. Η πρώτη εξίσωση περιλάμβανε τις ώρες εργασίας συναρτήσει του λογάριθμου του μισθού και άλλων χαρακτηριστικών, και η δεύτερη εξίσωση τον λογάριθμο του μισθού, που είναι συνάρτηση κάποιων εξωγενών χαρακτηριστικών. Με την μέθοδο αυτή δύο προβλήματα προκύπτουν. Πρώτον, το πρόβλημα της επιλογής δείγματος (sample selectivity), που προκύπτει λόγω μηδενικών ωρών εργασίας από τους μη εργαζόμενους και κατά συνέπεια δεν παρατηρούνται για αυτούς μισθοί. Δεύτερον το πρόβλημα του συγχρονισμού, (simultaneity) καθώς οι ώρες εργασίας και το επίπεδο μισθού υπολογίζονται ταυτόχρονα, και έτσι εμφανίζεται συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων των δύο εξισώσεων.

Αν χρησιμοποιηθούν μόνο οι μη μηδενικές παρατηρήσεις, αυτό θα οδηγήσει σε μεροληπτικές εκτιμήσεις (selectivity bias). Οι τεχνικές εκτίμησης, που αδυνατούν να λάβουν υπόψη τους, το γεγονός ότι η εξαρτημένη μεταβλητή περικόπτεται και το δείγμα λογοκρίνεται, δημιουργούν μεροληπτικές εκτιμημένες παραμέτρους. Ομοίως ο συγχρονισμός (simultaneity) είναι ένα εμπειρικό θέμα, και εξαρτάται από την συσχέτιση μεταξύ των διαταρακτικών όρων των δύο εξισώσεων. Αν οι διαταρακτικοί όροι συσχετίζονται τότε ο συγχρονισμός πρέπει να λαμβάνεται υπόψη στην διαδικασία εκτίμησης, καθώς οι μέθοδοι που δεν λαμβάνουν υπόψη αυτά τα προβλήματα παράγουν μεροληπτικά αποτελέσματα. Ακόμα και αν δεν υπάρχει συσχέτιση των σφαλμάτων το πρόβλημα της επιλογής δείγματος παραμένει. Έτσι τα δύο αυτά προβλήματα θα πρέπει να λαμβάνονται υπόψη, ώστε οι εκτιμήσεις να μην είναι μεροληπτικές και αναποτελεσματικές.

Οι ο Dong et al. (1998) χρησιμοποίησαν την μέθοδο δυο εξισώσεων, για να συμπεριλάβουν το πρόβλημα της επιλογής δείγματος, όταν εκτίμησαν τις δεσμευμένες συναρτήσεις δαπανών για ένα σύνθετο προϊόν ενώ ταυτόχρονα σε διαφορετική εξίσωση χρησιμοποίησαν την τιμή μονάδος του προϊόντος ως ενδογενή μεταβλητή. Με το οικονομετρικό μοντέλο που χρησιμοποίησαν, διόρθωσαν την μεροληψία επιλογής καθώς ξεχώριζαν τα νοικοκυριά που έχουν θετικές δαπάνες από αυτά με μηδενικές και έλαβαν υπόψη τους την συσχέτιση των δύο εξισώσεων. Δημιούργησαν ένα διμεταβλητό υπόδειγμα, το οποίο εκτίμησαν με την μέθοδο

μεγίστης πιθανοφάνειας, και με τους εκτιμητές που προέκυψαν εκτιμήθηκαν οι ελαστικότητες δαπάνης και τιμής. Το αποτέλεσμα είναι μια προέκταση του μοντέλου Tobit για λογοκριμένη ζήτηση όπου η τιμή μονάδος εκτιμάται ταυτόχρονα με ξεχωριστή λογοκριμένη παλινδρόμηση.

Οι Dong και Gould (2000) υιοθέτησαν το υπόδειγμα των Dong et al. (1998) σε συνδυασμό με τον υπόδειγμα του Cragg (1971) δημιουργώντας ένα σύστημα τριών εξισώσεων όπου χρειάζεται να υπερπηδηθούν δύο εμπόδια: α) της απόφασης για συμμετοχή και β) της απόφασης για το μέγεθος της δαπάνης. Έτσι παρουσίασαν το εξής μοντέλο:

Παρατηρούμενες Δαπάνες: $E = DE^*$

Απόφαση Συμμετοχής: $D_j = \begin{cases} 1 & \text{if } \Gamma = uX^\Gamma + \mu_\Gamma > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$

Υπό Συνθήκη Δαπάνη: $E^* = aX^E + a_v \ln V + \mu_E \quad \text{if } \{ \mu_E > -aX^E - a_v \ln V \}$

Προσδιορισμός Τιμή Μονάδος: $\ln V = \beta X^V + \mu_V \quad \text{if } \{ \mu_E > -aX^E - a_v \ln V \}$

Οι τρεις πρώτες εξισώσεις αποτελούν το τυπικό μοντέλο διπλού-εμποδίου ενώ η τρίτη και τέταρτη εξίσωση αποτελούν το σύστημα δύο εξισώσεων. Στην ανάλυση τους οι Dong και Gould (2000) υπολόγισαν την ελαστικότητα δαπάνης για ένα σύνθετο προϊόν ως προς την τιμή μονάδος όπως και την ελαστικότητα της ζητούμενης ποσότητας ως προς την τιμή μονάδος και ως προς την αλλαγή μιας δημογραφικής μεταβλητής.

Οι Chung et al. (2005) χρησιμοποίησαν το οικονομετρικό υπόδειγμα των δύο εξισώσεων και υπολόγισαν τις ελαστικότητες δαπάνης και ποιότητας με την χρήση των δεσμευμένων και μη δεσμευμένων εξισώσεων που ανέπτυξαν οι Dong et al. (1998). Για την εκτίμηση της ελαστικότητας τιμής, ανέπτυξαν μια διαδικασία που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση ποιοτικά προσαρμοσμένων ελαστικοτήτων τιμών από διαστρωματικά δεδομένα, που είναι θεωρητικά συνεπείς και συγκρίσιμες με τις ελαστικότητες από δεδομένα χρονολογικών σειρών. Βασιζόμενοι στην μικροοικονομική θεωρία, ελαχιστοποίησαν τις ποιοτικές επιδράσεις από τις τιμές μονάδος, έλαβαν υπόψη το πρόβλημα τις επιλογής δείγματος και του συγχρονισμού στην εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης, και εξέτασαν τις

ποιοτικές επιδράσεις στην συνολική ποσότητα των σύνθετων προϊόντων. Έδειξαν με την μέθοδό τους, την σημαντικότητα της κατάλληλης προσαρμογής στην απόκλιση της ποιότητας, στη τιμή και στην ποσότητα, και ότι ή μη προσαρμογή είτε στην ποσότητα είτε στην τιμή θα έχει σαν αποτέλεσμα τη μεροληπτική ανάλυση ζήτησης.

3. Προβλήματα στην εκτίμηση ελαστικότητας Τιμής και εισοδήματος

3.1 Σύνθετα προϊόντα και η χρήση των διαστρωματικών στοιχείων

Η κλασική θεωρία της ζήτησης, αναλύει την συμπεριφορά του καταναλωτή, που κερδίζει ωφέλεια και ικανοποίηση από την κατανάλωση αγαθών και υπηρεσιών, δοθέντος ενός περιορισμένου προϋπολογισμού, που καθορίζεται από εξωγενείς τιμές και δαπάνες. Υποθέτουμε ότι ο καταναλωτής έχει πλήρη πληροφόρηση για τις διαθέσιμες επιλογές, και χρησιμοποιεί αυτές τις πληροφορίες για να ταξινομήσει και να εκτιμήσει τις επιλογές τους πριν επιλέξει τι θα καταναλώσει. Ο καταναλωτής επιλέγει τα αγαθά που θα καταναλώσει, και τα ταξινομεί με βάση τις προτιμήσεις του, ώστε να μεγιστοποιεί την χρησιμότητα του.

Για να ορίσουμε το πρόβλημα μεγιστοποίησης της χρησιμότητας που αντιμετωπίζεται από ένα νοικοκυριό σε όρους βασικών αγαθών, και με τον γραμμικό περιορισμό του προϋπολογισμού που ορίζεται από σταθερές τιμές αγοράς p_i και την συνολική δαπάνη M .

$$\max(x_1, x_2, \dots, x_R) \text{ s.t. } \sum_{i=1}^R p_i x_i = M \quad (3.1.1)$$

Με τον υπερβολικά μεγάλο αριθμό αγαθών που είναι διαθέσιμα στον καταναλωτή, η εμπειρική εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης είναι πιο δύσκολη εξαιτίας του μεγάλου αριθμού των παραμέτρων που πρέπει να εκτιμηθούν. Έναν τρόπο που χρησιμοποιούν οι περισσότεροι ερευνητές, ώστε να μειωθούν οι εκτιμημένες παράμετροι, είναι να αθροίζουν τις ποσότητες και τις δαπάνες βασικών αγαθών (elementary goods), δημιουργώντας ευρύτερες ομάδες σύνθετων προϊόντων (composite commodities). Η ύπαρξη σύνθετων προϊόντων στη ζήτηση, μπορεί να αιτιολογηθεί με τη χρήση του θεωρήματος σύνθετων προϊόντων του Hicks. Το θεώρημα αυτό μας λέει ότι μπορούμε να συνθέσουμε βασικά προϊόντα, εφόσον υποθέτουμε ότι οι σχετικές τιμές των καταναλωτικών αγαθών παραμένουν σταθερές σε όλη τη διάρκεια της ανάλυσης (Gravelle and Rees, 2004). Για τον Hicks (Moro, 2001) αν στο σύνθετο προϊόν οι τιμές των αντίστοιχων βασικών αγαθών κινούνται με την ίδια αναλογία, τότε το σύνθετο προϊόν συμπεριφέρεται σαν να είναι ένα μοναδικό αγαθό.

Για τα σύνθετα προϊόντα το νοικοκυριό μεγιστοποιεί την εξίσωση:

$$\max(Q_1, Q_2, \dots, Q_S) \text{ s.t. } \sum_{j=1}^S P_j Q_j = M \quad (3.1.2)$$

Η συνάρτηση ζήτηση του σύνθετου προϊόντος θα είναι:

$$Q_j = Q_j(P_j, M) \quad (3.1.3)$$

Συχνά είναι παράλογο να υποθέτουμε ότι οι σχετικές τιμές των συστατικών αυτών των συνόλων έχουν παραμείνει σταθερές γι' αυτό και τίθενται περιορισμοί στη μορφή της συνάρτησης ωφέλειας, συνήθως κάποιου είδους υπόθεση διαχωριστικότητας (separability). Έτσι με αυτό τον τρόπο τα αγαθά χωρίζονται σε πολλές υποομάδες με τέτοιο τρόπο ώστε κάθε ομάδα αγαθών να αποτελείται από στενά συνδεδεμένα αγαθά, περιορίζοντας την υποκατάσταση μεταξύ αγαθών σε διαφορετικές ομάδες (weak separability). Σύμφωνα με την Nelson (1991) τα αγαθά που ομαδοποιούνται, θα πρέπει να συνδέονται με κοινό μέλλον στην κατανάλωση. Τα βασικά αγαθά θα πρέπει να είναι σχετικά ομοιογενή, έτσι ώστε τα σύνθετα προϊόντα να περιλαμβάνουν ένα σύνολο βασικών αγαθών που θα ποικίλει στην γεύση, ή στην θεραπευτική αξία, στη συσκευασία ή στην μορφή. Έτσι στη μελέτη μας, που η δημιουργία σύνθετων προϊόντων αφορά τρόφιμα δεν είναι εντελώς αβάσιμη, καθώς μια διακύμανση στη τιμή ενός βασικού αγαθού μπορεί να έχει επίδραση στις ποικιλίες αυτού του αγαθού.

Στην εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης τροφίμων έχουν χρησιμοποιηθεί δύο μορφές δεδομένων στην βιβλιογραφία. Πρώτον, τα δεδομένα χρονολογικών σειρών (time series data) όπου το σύνολο των δεδομένων συλλέχθηκαν για αρκετές χρονικές περιόδους με κάποια σταθερή συνήθως συχνότητα από μια στατιστική μονάδα και στα οποία συνήθως εμφανίζεται το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης και της μη στασιμότητας. Δεύτερον, τα διαστρωματικά στοιχεία (cross-sectional data) όπου είναι δεδομένα που συλλέχθηκαν την ίδια ή περίπου την ίδια χρονική περίοδο από έναν συνήθως μεγάλο αριθμό στατιστικών μονάδων και σε αυτά παρατηρείται η δυσκολία στην ακριβή εκτίμηση της αντίδρασης της τιμής και οι μηδενικές παρατηρήσεις.

Τα διαστρωματικά δεδομένα χάριν στα πλούσια δημογραφικά στοιχεία που διαθέτουν, αποτελούν πηγή πληροφοριών για την συμπεριφορά του καταναλωτή. Τα διαστρωματικά δεδομένα από νοικοκυριά, έχουν χρησιμοποιηθεί για την εκτίμηση της καμπύλης Engel, επειδή η διακύμανση της τιμής δεν έχει τόσο σημασία ούτε παρέχει πληροφορίες σε αυτές τις καμπύλες. Αυτό συμβαίνει γιατί υποθέτουμε ότι εντός μια περιόδου, οι τιμές είναι σταθερές

και η όποια διακύμανση τιμής στα διαστρωματικά δεδομένα υποδηλώνει ποιοτικές διαφορές. Η εξίσωση Engel (Varian, 1992) παρουσιάζει την σχέση μεταξύ κατανάλωσης, εισοδήματος και χαρακτηριστικών των νοικοκυριών. Με την χρήση των κοινωνικοοικονομικών και δημογραφικών πληροφοριών από τα διαστρωματικά δεδομένα και την εξίσωση Engel, μπορούμε να εκτιμήσουμε την ελαστικότητα εισοδήματος και την ελαστικότητα τιμής.

Τα προβλήματα όμως που προκύπτουν, πρέπει να λαμβάνονται υπόψη στη διαδικασία εκτίμησης. Όπως αναφέραμε στις περισσότερες έρευνες οι δαπάνες και οι ποσότητες προϊόντων δεν αναφέρονται σε ομοιογενή αγαθά, αλλά σε σύνολα από σχετικά υποκατάστατα προϊόντα (π.χ. κρέας). Παλιότερες μελέτες έδειξαν ότι η χρήση της τιμής μονάδος, δεν είναι η άμεσα κατάλληλη για την εκτίμηση της εξίσωσης ζήτησης, καθώς δημιουργεί μεροληψία στην εκτίμηση. Η εκτιμώμενη τιμή μονάδος αντανακλά όχι μόνο τις τιμές αγορά που αντιμετωπίζει το νοικοκυριό αλλά και την ποιότητα που επιλέγει (Theil, 1952). Οι Cox and Wohlgenant (1986) πρότειναν την προσαρμογή των τιμών από τις επιδράσεις της ποιότητας, προτού υποκατασταθούν οι τιμές μονάδες στις τιμές της αγοράς για την εκτίμηση της εξίσωσης ζήτησης τροφίμων. Ακόμα και αν οι καταναλωτές αντιμετωπίζουν τις ίδιες τιμές αγοράς, το μίγμα του σύνθετου προϊόντος μπορεί να αλλάζει όταν υπάρχουν διακυμάνσεις στα εισοδήματα ή σε άλλα χαρακτηριστικά των νοικοκυριών, με αποτέλεσμα η τιμή μονάδος να αλλάζει. Επίσης η δεύτερη δυσκολία που συναντάμε στα διαστρωματικά δεδομένα, είναι η οικονομετρική αντιμετώπιση των μηδενικών παρατηρήσεων. Αν και πολλά νοικοκυριά αναπόφευκτα δηλώνουν μηδενικές δαπάνες σε συγκεκριμένα προϊόντα, οι παρατηρήσεις αυτές θα πρέπει να συμπεριλαμβάνονται στην εκτίμηση, αλλιώς τα αποτελέσματα θα είναι μεροληπτικά. Το φαινόμενο αυτό μειώνεται με την δημιουργία σύνθετων προϊόντων, και με τις διάφορες τεχνικές που έχουν αναπτυχθεί αντιμετωπίζεται το πρόβλημα της επιλογής δείγματος εξαιτίας της ύπαρξης των μηδενικών δαπανών.

3.2 Πιθανά προβλήματα από την χρήση της unit value στην ανάλυση ζήτησης.

Όπως αναφέραμε η τιμή μονάδας δεν είναι η τιμή του προϊόντος που μπορεί να χρησιμοποιηθεί απευθείας στην ανάλυση ζήτησης, γιατί αντανακλά τόσο την ποιότητα όσο και την διακύμανση της τιμής (Prais and Houthakker, 1995). Όταν οι τιμές των βασικών αγαθών που αποτελούν το σύνθετο αλλάζουν, οι καταναλωτές ανταποκρίνονται αλλάζοντας

την σύνθεση στο σύνθετο προϊόν. Αυτή η αλλαγή στη σύνθεση απεικονίζει μια αλλαγή στην ποσότητα και στην ποιότητα των βασικών προϊόντων. Επειδή η τιμή μονάδος αντανακλά και την επιλογή ποιότητας, και η επιλογή ποιότητας επηρεάζεται από τις τιμές, άρα όλες οι τιμές επηρεάζουν την τιμή μονάδος ενώ η τιμή μονάδος δεν μεταβάλλεται αναλογικά με τις τιμές, Αυτή η περιπλοκή καθώς και τα λάθη στις μετρήσεις των ποσοτήτων και δαπανών, οδηγούν σε λάθος υπολογισμό της τιμής μονάδος, και αν αυτό το λάθος δεν αντιμετωπιστεί, μικρή εμπιστοσύνη μπορεί να υπάρχει στους εκτιμητές (Deaton, 1987) .

Αυτή η δυσκολία μπορεί να εξηγηθεί με ένα παράδειγμα. Έστω έχουμε ένα σύνθετο προϊόν, για παράδειγμα το ψάρι. Αυτό αποτελείται από ψάρια φρέσκα, κονσερβοποιημένα ή κατεψυγμένα, τα οποία είναι σχετικά ομοιογενή αλλά διαφέρουν ποιοτικά. Έστω ότι έχουμε ένα νοικοκυριό που πληρώνει 9€, 6€ και 3€ για το φρέσκο, το κονσερβοποιημένο και το κατεψυγμένο αντίστοιχα. Αν το νοικοκυριό αγοράσει ένα κιλό από κάθε μία κατηγορία ψαριού η τιμή μονάδος που προκύπτει από την συνολική δαπάνη διά την συνολική ποσότητα θα ήταν 6€. Αν αυξηθούν οι τιμές σε 10€, 7€ και 4€ αντίστοιχα, και το νοικοκυριό αγοράσει 1,5 κονσερβοποιημένο και 1,5 κιλό κατεψυγμένο, η τιμή μονάδος που θα προκύψει θα είναι 5,5 €. Βλέπουμε λοιπόν, ότι ενώ το νοικοκυριό αντιμετωπίζει υψηλότερες τιμές, η τιμή μονάδος για τα θαλασσινά είναι μικρότερη. Η τιμή μονάδος που προκύπτει από τα δεδομένα μας δεν αποτελεί την πραγματική τιμή του σύνθετου προϊόντος καθώς δεν λαμβάνει υπόψη τις επιλογές του νοικοκυριού για την σύνθεση του σύνθετου προϊόντος. Γενικά η τιμή μονάδος θα ήταν κατάλληλη μόνο αν το νοικοκυριό δεν άλλαζε την αναλογία ποσοτήτων των βασικών αγαθών που αποτελούν το σύνθετο, σε μια αλλαγή είτε στη τιμή, είτε στο εισόδημα είτε σε κάποιο άλλο εξωγενές χαρακτηριστικό.

Το επιχείρημα αυτό, μπορεί να αποδειχθεί χρησιμοποιώντας το θεώρημα του Hicks που ορίζει ότι αν οι τιμές μεμονωμένων αγαθών κινηθούν παράλληλα τότε το αντίστοιχο γκρουπ που περιέχει τα αγαθά αυτά μπορεί να αντιμετωπιστεί σαν ένα ξεχωριστό προϊόν (Deaton και Muellbauer, 1980a). Υποθέτουμε ότι έχουμε το σύνθετο προϊόν A που αποτελείται από N βασικά αγαθά. Σύμφωνα με το θεώρημα του Hicks $\mathbf{P} = (P_1 \dots P_i \dots P_N)$ είναι το διάνυσμα των πραγματικών τιμών των βασικών αγαθών, $\mathbf{P}^* = (P_1^* \dots P_i^* \dots P_N^*)$ το διάνυσμα των τιμών βάσεων του κάθε ένα από τα αγαθά που αποτελούν το σύνθετο προϊόν A (Theil, 1952) είναι δείκτης ποιότητας), δηλαδή ένα διάνυσμα σχετικών τιμών στην τιμή του σύνθετου προϊόντος, και P_A η τιμή της συνολικής ποσότητα του σύνθετου αγαθού A, που αποτελεί τον παράγοντα

αναλογικότητας, κοινό για όλα τα στοιχειώδη αγαθά στο προϊόν A. Η σχέση που συνδέει την πραγματική τιμή με την αντίστοιχη τιμή του συνολικού προϊόντος είναι:

$$\mathbf{P} = P_A \mathbf{P}^* \quad (3.2.1)$$

Από τα δεδομένα μας για το σύνθετο προϊόν A, γνωρίζουμε την δαπάνη E_A και την τιμή μονάδος V_A που προκύπτει από την διαίρεση της συνολικής δαπάνης για το προϊόν A με την συνολική ποσότητα που αγοράστηκε και την οποία θα συμβολίζουμε με q_A όπου $q_A = \sum_{i \in A} x_i$ και x_i η ποσότητα κάθε αγαθού που ανήκει στο σύνθετο προϊόν A. Αν συμβολίσουμε με \mathbf{x} το διάνυσμα των ποσοτήτων των αγαθών που ανήκει στο A τότε η δαπάνη για το A σύμφωνα με το θεώρημα του Hicks θα είναι:

$$E_A = \mathbf{P}' \mathbf{x} = P_A \mathbf{P}^{*'} \mathbf{x} \quad (3.2.2)$$

Όπου P_A η τιμή του σύνθετου προϊόντος A και κατά συνέπεια $\mathbf{P}^{*'} \mathbf{x}$ η ποσότητα κατά Hicks του σύνθετου προϊόντος A που θα συμβολίζεται πλέον με Q_A :

$$Q_A = \mathbf{P}^{*'} \mathbf{x} \quad (3.2.3)$$

Δηλαδή μια κατάλληλη μέτρηση της συνολικής ποσότητα προϊόντος Q_A , μπορεί να διατυπωθεί από το άθροισμα της σχετικά σταθμισμένης τιμής των φυσικών ποσοτήτων \mathbf{x} των στοιχειωδών βασικών αγαθών. Η Q_A έχει αντίστοιχη τιμή την P_A και μπορεί να αντιμετωπιστεί ως ένα στοιχειώδες αγαθό. Οι τιμές όμως αυτές δεν είναι παρατηρούμενες. Έτσι η τιμή μονάδος για το σύνθετο προϊόν A θα είναι :

$$V_A = \frac{E_A}{q_A} = \frac{P_A Q_A}{q_A} \quad \text{όπου} \quad q_A = \sum_{i \in A} x_i \quad (3.2.4)$$

Κατά την Nelson (1991) η αναλογία της ποσότητας του σύνθετου αγαθού προς το άθροισμα της ποσότητας των συσχετιζόμενων βασικών αγαθών, είναι το μέγεθος ποιότητας ενός προϊόντος και συμβολίζεται με L_A , $L_A = \frac{Q_A}{q_A} = \frac{\mathbf{P}^{*'} \mathbf{x}}{q_A}$. Αυτό υποδηλώνει ότι όσο μεγαλύτερη είναι η αναλογία των ακριβότερων στοιχειωδών αγαθών που αγοράζεται στο σύνθετο προϊόν, τόσο αυξάνεται και η ποιότητα του σύνθετου προϊόντος. Από τα παραπάνω προκύπτει ότι η τιμή μονάδος για το σύνθετο προϊόν A θα είναι:

$$V_A = \frac{E_A}{q_A} = \frac{\mathbf{P}'\mathbf{x}}{q_A} = \frac{P_A \mathbf{P}^* \mathbf{x}}{q_A} = \frac{P_A Q_A}{q_A} = P_A L_A \quad (3.2.5)$$

Σύμφωνα με τον Nelson (1991) από την σχέση αυτή προκύπτει ότι:

A) $V_A = P_A L_A$ η τιμή μονάδας έχει ένα παράγοντα ποιότητας και ένα διακύμανσης τιμής.

B) $Q_A = q_A L_A$ η σύνθετη ποσότητα Q_A είναι ποιοτικά προσαρμοσμένη ποσότητα

Γ) $E_A = P_A L_A q$ ή $E_A = V_A q_A$ δηλαδή η συνολική δαπάνη στο προϊόν A E_A , μπορεί να προσδιορισθεί από την εξωγενή τιμή, την ποιότητα και τη παρατηρούμενη φυσική ποσότητα του σύνθετου αγαθού όπως και από την τιμή μονάδος και την φυσική ποσότητα.

Παίρνοντας το λογάριθμο της πρώτης σχέσης προκύπτει η σχέση μεταξύ τιμή μονάδος και ποιότητας :

$$\ln V_A = \ln P_A + \ln L_A \quad (3.2.6)$$

Ο λογάριθμος της τιμής μονάδος είναι ο λογάριθμος της τιμής συν το λογάριθμο της ποιότητας. Ο πρώτος όρος δεξιά της εξίσωσης (3.2.6) μπορούμε να υποθέσουμε ότι είναι σταθερός εντός του γκρουπ. Ο δεύτερος όρος είναι ιδιαίτερου ενδιαφέροντος επειδή μετρά την ποιότητα του σύνθετου προϊόντος. Δηλαδή αν δεν υπάρχουν ποιοτικές επιδράσεις $\frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln P_A} = 0$, τότε η V_A θα μεταβληθεί ανάλογα με την P_A , και μπορεί να χρησιμοποιηθεί στη

θέση της P_A χωρίς να έχουμε μεροληπτική ανάλυση τιμών (Deaton, 1990).

3.3 Μεροληψία στην εκτίμηση ελαστικοτήτων λόγω παράλειψης ποιοτικών επιδράσεων στην τιμή

Σύμφωνα με τους Chung et al (2005) Η μεροληψία είναι πιο εμφανής όταν εξετάζεται από την πλευρά της ελαστικότητας. Παραγωγίζοντας την τιμή μονάδος ως προς την τιμή του σύνθετου προϊόντος παίρνουμε:

$$\frac{\partial \ln V_A}{\partial P_A} = 1 + \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln P_A} = 1 + \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln M} \frac{\partial \ln q_A}{\partial \ln P_A} \frac{\partial \ln M}{\partial \ln q_A} = 1 + \frac{\hat{\eta}_P \varphi}{\hat{\eta}_M} \quad (3.3.1)$$

όπου $\hat{\eta}_P = \partial \ln q_A / \partial \ln P_A$ η ελαστικότητα της συνολικής φυσικής ποσότητας ως τη μεταβολή της τιμής του σύνθετου προϊόντος (ή ποιοτικά προσαρμοσμένη τιμή προϊόντος P_A), $\varphi = \partial \ln L_A / \partial \ln M$ η ελαστικότητα ποιότητας ως προς το εισόδημα και $\hat{\eta}_M = \partial \ln q_A / \partial \ln M$ είναι η ελαστικότητα της συνολικής φυσικής ποσότητας ως προς το εισόδημα. Όταν η $\hat{\eta}_P$ ή φ είναι τελείως ανελαστικές (αγαθά πρώτης ανάγκης) δηλαδή μηδέν, οι ποιοτικές επιδράσεις μπορούν να παραληφθούν και η V_A μπορεί να χρησιμοποιηθεί στη θέση της P_A . Έτσι αν υπολογίσουμε την ελαστικότητα τιμής $\hat{\eta}_v$, χρησιμοποιώντας την τιμή μονάδος θα έχουμε:

$$\frac{d \ln q_A}{d \ln V_A} = \frac{\partial \ln q_A / \partial \ln P_A}{\partial \ln V_A / \partial \ln P_A} = \frac{\hat{\eta}_P}{1 + \frac{\hat{\eta}_P \varphi}{\hat{\eta}_M}} = \frac{\hat{\eta}_P \hat{\eta}_M}{\hat{\eta}_M + \hat{\eta}_P \varphi} \Rightarrow \frac{1}{\hat{\eta}_v} = \frac{1}{\hat{\eta}_P} + \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \Rightarrow$$

$$\hat{\eta}_v = \frac{\hat{\eta}_P}{1 + (\hat{\eta}_P \cdot \varphi / \hat{\eta}_M)} \quad (3.3.2)$$

Η χρήση της τιμής μονάδος για την εκτίμηση της ελαστικότητας τιμής, έχει ένα αποτέλεσμα τιμής και ένα αποτέλεσμα ποιότητας. Μία αύξηση στην τιμή δηλαδή θα ωθήσει τον καταναλωτή να μειώσει την ποσότητα που αγοράζει και την ποιότητα. Αυτό επιδεικνύει την ανάγκη ποιοτικής προσαρμογής, ώστε να προσδιορισθεί ακριβώς η επίπτωση των τιμών αγοράς στην αγοραζόμενη ποσότητα. Η χρήση της τιμής μονάδος θα υπερεκτιμήσει την ελαστικότητα τιμής σε απόλυτη τιμή, καθώς η ελαστικότητα τιμής είναι αρνητική και το αποτέλεσμα $\hat{\eta}_P$ και φ είναι φυσιολογικά μικρότερο σε απόλυτη τιμή από το αποτέλεσμα εισοδήματος $\hat{\eta}_M$ (Deaton, 1988).

3.4 Ποιοτικές επιδράσεις στην ποσότητα

Κατά την Nelson (1991) η διακύμανση της ποιότητας (ή πιο γενικά, η ετερογένεια των προϊόντων) περιπλέκει και την αριστερή πλευρά της συνάρτησης ζήτησης. Το απλό άθροισμα των φυσικών ποσοτήτων, δεν είναι κατάλληλο μέτρο της ζητούμενης ποσότητας, αλλά είναι προτιμότερο να χρησιμοποιούνται δείκτες ποσότητας, και συγκεκριμένα η ποσότητα που βασίζεται στο θεώρημα του σύνθετου προϊόντος του Hicks που παρέχει μια εννοιολογικά πιο επαρκή μέτρηση της ποσότητας. Η μέτρηση αυτής της ποσότητας είναι μία δαπάνη

αποπληθωρισμένη σε ένα επίπεδο τιμής, και γι' αυτό είναι ανεξάρτητη της επιλογής της φυσικής ποσότητας (Nelson, 1994).

Η χρήση του q_A αντί του δείκτη της Χικσιανής σύνθετης ποσότητας Q_A μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικά αποτελέσματα. Αυτό αποδεικνύεται διαφοροποιώντας την $\ln q_A = \ln(Q_A / L_A)$ ως προς $\ln Q_A$:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln q_A}{d \ln Q_A} &= \frac{\partial \ln(Q_A / L_A)}{\partial \ln Q_A} = \frac{\partial \ln Q_A}{\partial \ln Q_A} - \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln Q_A} = 1 - \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln(q_A \cdot L_A)} = \\ &= 1 - \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln L_A + \partial \ln q_A} = 1 - \frac{\partial \ln L_A / \partial \ln M}{\partial \ln L_A / \partial \ln M + \partial \ln q_A / \partial \ln M} = 1 - \frac{\varphi}{\varphi + \hat{\eta}_M} \end{aligned} \quad (3.4.1)$$

Έτσι αποδεικνύεται ότι αν η ελαστικότητα φ δεν είναι μηδέν τότε η χρήση της q_A δεν είναι κατάλληλη για την εκτίμηση της ελαστικότητας της τιμής και η σχέση μεταξύ της ελαστικότητας τιμής της q_A και με της Q_A θα είναι:

$$\begin{aligned} \hat{\eta}_p &= \frac{d \ln q_A}{d \ln P_A} = \frac{d \ln(Q_A / L_A)}{d \ln P_A} = \frac{\partial \ln Q_A}{\partial \ln P_A} - \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln P_A} = \eta_p - \frac{\hat{\eta}_p \varphi}{\hat{\eta}_M} \Rightarrow \\ \hat{\eta}_p &= \frac{\eta_p}{1 + \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M}} \end{aligned} \quad (3.4.2)$$

$$\text{όπου } \hat{\eta}_p = \frac{d \ln q_A}{d \ln P_A} \text{ και } \eta_p = \frac{\partial \ln Q_A}{\partial \ln P_A}$$

Με βάση αυτή τη σχέση η εκτίμηση ελαστικότητας ως προς την τιμή μονάδος $\hat{\eta}_v$ θα είναι:

$$\begin{aligned} \hat{\eta}_v &= \frac{d \ln q_A}{d \ln V_A} = \frac{\hat{\eta}_p}{1 + (\hat{\eta}_p \varphi / \hat{\eta}_M)} = \frac{\frac{\eta_p}{1 + \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M}}}{1 + \frac{\eta_p}{\left(1 + \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M}\right)} \cdot \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M}} = \frac{\eta_p \hat{\eta}_M}{\hat{\eta}_M + \varphi + \varphi \eta_p} = \\ &= \frac{\eta_p}{1 + (1 + \eta_p) \cdot (\varphi / \hat{\eta}_M)} \end{aligned} \quad (3.4.3)$$

Η χρήση της μοναδιαίας αξίας V_A και το άθροισμα των φυσικών ποσοτήτων q_A αντί της ποιοτικά προσαρμοσμένης τιμής P_A και Q_A ποσότητας δεν υπερεκτιμά απαραίτητα την πραγματική ελαστικότητα τιμής η_p . Υποθέτοντας την τυπική αρνητική ελαστικότητα τιμής, η κατεύθυνση της μεροληψίας εξαρτάται από το επίπεδο της πραγματικής ελαστικότητας τιμής. Έτσι όταν η η_p είναι μονάδα δεν είναι μεροληπτική η εκτίμηση με $\hat{\eta}_v$. Ωστόσο όπως αναμένεται $\hat{\eta}_v < 0$, $\eta_p < 0$, $\varphi > 0$, $\hat{\eta}_M > 0$, και $|\varphi| < |\hat{\eta}_M|$, η ελαστικότητα τιμής με την χρήση της τιμής μονάδος θα ενώ θα είναι μεροληπτική, θα υποεκτιμά την η_p όταν αυτή είναι ανελαστική, και θα την υπερεκτιμά όταν είναι ελαστική.

3.5 Διαδικασία διόρθωση ποιοτικών διαφορών

Για την εκτίμηση ποιοτικά προσαρμοσμένης ελαστικότητας τιμής από cross-sectional δεδομένα απαιτείται η δημιουργία κατάλληλου οικονομετρικού μοντέλου που να συμπεριλαμβάνει τα ποιοτικά χαρακτηριστικά που επιδρούν στην τιμή και την ποσότητα των δεδομένων. Αν το μοντέλο μας μπορεί να συμπεριλάβει όλα τα ποιοτικά χαρακτηριστικά του προϊόντος, τότε τα κατάλοιπα του υποδείγματος θα αντανακλούν την καθαρή διακύμανση των τιμών. Η πιο συνηθισμένη μεθοδολογία στην βιβλιογραφία είναι η χρήση του μοντέλου hedonic pricing. Είναι όμως δύσκολο να προσδιοριστούν όλοι οι ποιοτικοί παράγοντες που θα επηρεάσουν την διακύμανση της τιμής μονάδος, όπως επίσης είναι δύσκολο για τους ερευνητές να έχουν πρόσβαση σε αυτά τα δεδομένα.

Οι Chung et al. (2005) ανέπτυξαν μια νέα διαδικασία. Προσδιόρισαν τη ποιοτικά προσαρμοσμένη ελαστικότητα τιμής χρησιμοποιώντας την σχέση μεταξύ της τιμής μονάδος και της πραγματικής τιμής του προϊόντος. Οι σχέσεις αυτές, οι οποίες βασίζονται στο θεώρημα του Hicks για σύνθετα προϊόντα, οδηγούν στην ποιοτικά προσαρμοσμένη ελαστικότητα τιμής. Από τον ορισμό της $\hat{\eta}_p$ και τις εξισώσεις (3.3.1) και (3.4.2) έχουμε:

$$\hat{\eta}_p = \frac{d \ln q_A}{d \ln P_A} = \frac{\partial \ln q_A}{\partial \ln V_A} \frac{\partial \ln V_A}{\partial \ln P_A} = \hat{\eta}_V \left(1 + \frac{\hat{\eta}_p \varphi}{\hat{\eta}_M} \right) \Rightarrow$$

$$\hat{\eta}_p = \frac{\hat{\eta}_V}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V} \quad (3.5.1)$$

Η ποιοτικά προσαρμοσμένη ελαστικότητα τιμής $\hat{\eta}_p$ μπορεί να προκύψει από την ελαστικότητα τιμής μονάδος $\hat{\eta}_V$, την εισοδηματική ελαστικότητα $\hat{\eta}_M$ και την ελαστικότητα ποιότητας φ . Οι ελαστικότητα $\hat{\eta}_V$ και $\hat{\eta}_M$ μπορούν να προκύψουν από την παραδοσιακή εξίσωση ζήτησης με εξαρτημένη την ποσότητα και ερμηνευτικές μεταβλητές τη μοναδιαία αξία και το εισόδημα. Η ελαστικότητα ποιότητας $\varphi = \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln M} = \frac{\partial \ln V_A}{\partial \ln M}$ προσδιορίζεται από

την εξίσωση της τιμής μονάδος $\frac{d \ln V_A}{d \ln M} = \frac{\partial \ln P_A}{\partial \ln M} + \frac{\partial \ln L_A}{\partial \ln M}$ με την υπόθεση ότι $\frac{\partial \ln P_A}{\partial \ln M} = 0$

(Deaton 1988).

Για την πραγματική ελαστικότητα η_p , πρέπει να υπολογίσουμε τις ποιοτικές επιδράσεις στις αθροιστικές ποσότητες Q_A . Αυτή η μέτρηση, που εξετάστηκε από τους Chung et al. (2005) είναι σημαντική όταν τα αγαθά που αποτελούν το σύνθετο προϊόν είναι σχετικά ετερογενή. Η

$\eta_p = \frac{d \ln Q_A}{d \ln P_A} = \frac{\hat{\eta}_V (1 + (\varphi / \hat{\eta}_M))}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V}$ όπως φαίνεται έχει πιο ελαστική ελαστικότητα τιμής από την

$\hat{\eta}_p = \frac{\hat{\eta}_V}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V}$ που έχει μόνο την τιμή ποιοτικά διορθωμένη.

Η ποσότητα Q_A δεν είναι άμεσα διαθέσιμη από τα δεδομένα μας αλλά μπορεί να προκύψει από την σχέση δαπάνης $E_A = Q_A P_A$. Η εκτίμηση της ζήτησης με την εξίσωση $Q_A = h(P_A | \mathbf{Z})$, όπου \mathbf{Z} ένα διάνυσμα από προσδιοριστικούς παράγοντες της ζήτησης, είναι εσφαλμένη εξαιτίας της μεγάλης συσχέτισης μεταξύ Q_A και P_A . Για να αποφευχθεί το πρόβλημα προτείνεται η εκτίμηση με την εξίσωση Engel $E_A = i(P_A | \mathbf{Z})$, που μας επιτρέπει να υπολογίσουμε την ελαστικότητα τιμής $\eta_p = d \ln Q_A / d \ln P_A$. Παίρνουμε αρχικά τον λογάριθμο της εξίσωσης $E_A = Q_A P_A$ παραγωγίζουμε ως προς P_A , και αναδιατάσσοντας την εξίσωση έχουμε:

$$\begin{aligned}
\ln E_A = \ln Q_A + \ln P_A &\Leftrightarrow \frac{d \ln Q_A}{d \ln P_A} = \frac{d \ln E_A}{d \ln P_A} - \frac{d \ln P_A}{d \ln P_A} \Rightarrow \\
\Rightarrow \eta_P = \hat{\eta}_{EG} - 1 &= \frac{\partial \ln E_A}{\partial \ln V_A} \frac{\partial \ln V_A}{\partial \ln P_A} - 1 \Rightarrow \\
\Rightarrow \eta_P = \hat{\eta}_{EV} \left(1 + \frac{\hat{\eta}_P \varphi}{\hat{\eta}_M} \right) - 1 &= \hat{\eta}_{EV} \left[1 + \frac{\hat{\eta}_V}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V} \cdot \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \right] - 1 \quad (3.5.2)
\end{aligned}$$

όπου $\hat{\eta}_{EG} = d \ln E_A / d \ln P_A$ και $\hat{\eta}_{EV} = d \ln E_A / d \ln V_A$.

Έχοντας από τα δεδομένα μας την q_A και υπολογίζοντας τη V_A , μπορεί να εκτιμηθεί η εξίσωση Engel $E_A = Q_A P_A = q_A L_A P_A = q_A V_A$ ώστε να υπολογιστεί και η $\hat{\eta}_{EV}$. Με το σύστημα των δύο εξισώσεων, την Engel και την εξίσωση της τιμή μονάδος, λαμβάνεται υπόψη το πρόβλημα της επιλογής δείγματος και του συγχρονισμού. Οι ελαστικότητες $\hat{\eta}_{EM}, \hat{\eta}_{EV}$, υπολογίζονται από την εξίσωση Engel, ενώ η ελαστικότητα φ από τη εξίσωση της τιμής μονάδος.

Η Engel με την τιμή μονάδος σαν ερμηνευτική μεταβλητή θα είναι $E_A = q_A V_A$. Παίρνοντας αρχικά τον φυσικό λογάριθμο της ισότητας και παραγωγίζοντας ως την $\ln V_A$ ή την $\ln M$ προκύπτουν οι $\hat{\eta}_V$ και $\hat{\eta}_M$ από τις σχέσεις :

$$\hat{\eta}_V = \hat{\eta}_{EV} - 1 \quad (3.5.3)$$

και

$$\hat{\eta}_M = \hat{\eta}_{EM} - \varphi \quad (3.5.4)$$

όπου $\hat{\eta}_{EM} = d \ln E_A / d \ln M$

Δηλαδή η ελαστικότητα της φυσικής ποσότητας σε μια αλλαγή στην τιμή μονάδος ή στο εισόδημα, σχετίζεται με την ελαστικότητα της επίδρασης της τιμής μονάδος ή του εισοδήματος στην δαπάνη. Βλέπουμε ότι η $\hat{\eta}_{EM}$ που χρησιμοποιούσαν παλιότερες μελέτες, ως την ελαστικότητα εισοδήματος από το σύνολο της δαπάνης, διαφέρει από την ελαστικότητα εισοδήματος που προκύπτει από τη φυσική ποσότητα και η οποία παρουσιάζει

μεγαλύτερο ενδιαφέρον. Τέλος με την $\hat{\eta}_v$ έχουμε όλες τις σχέσεις που χρειαζόμαστε για να παράγουμε την ελαστικότητα τιμής και που θα είναι συνεπής στη ζήτηση του καταναλωτή και τις αρχές της οικονομετρίας, καθώς οι επιδράσεις της ποιότητας εξαλείφονται.

4. Το υπόδειγμα Dong, Shonkwiler και Capps (1998): Η περίπτωση του Μεξικού

4.1 Το Οικονομετρικό υπόδειγμα

Για να εφαρμοστεί η διαδικασία που παρουσιάσαμε στην προηγούμενη ενότητα, θα πρέπει να οριστεί ένα εμπειρικό μοντέλο από το οποίο θα εξαχθούν οι βασικές ελαστικότητες. Το υπόδειγμα των Dong et al. (1998) και Chung et al. (2005), περιέχει την παλινδρόμηση δύο εξισώσεων, λαμβάνοντας υπόψη το πρόβλημα της επιλογής δείγματος και του συγχρονισμού. Η πρώτη εξίσωση είναι η εμπειρική εκδοχή της δαπάνης η οποία είναι συνάρτηση της τιμής μονάδος (η οποία δεν παρατηρείται σε όλα τα νοικοκυριά) και ενός διανύσματος χαρακτηριστικών συμπεριλαμβανομένου του εισοδήματος και άλλων δημογραφικών χαρακτηριστικών. Η δεύτερη εξίσωση είναι ο λογάριθμος της τιμής μονάδος, και αποτελεί μια εμπειρική εκδοχή της (3.2.6). Αποτελείται από το σταθερό όρο που αντιστοιχεί στην $\ln P_A$ και μπορεί να θεωρηθεί σταθερή εντός του σύνθετου αγαθού A , και από ένα διάνυσμα χαρακτηριστικών που αποτελεί ένδειξη της ποιότητας. Το υπόδειγμα μας διατυπώνεται ως εξής:

$$E_{A_i} = \begin{cases} a_0 + a_1 \ln V_{A_i} + a_2' \mathbf{Z}_i + \varepsilon_{E_i}, & \text{if } E_{A_i} > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4.1.1)$$

$$\ln V_{A_i} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \varepsilon_{V_i}, \quad \text{if } E_{A_i} > 0 \quad (4.1.2)$$

Τα διανύσματα \mathbf{Z} και \mathbf{X} παριστάνουν χαρακτηριστικά του νοικοκυριού, και τα κατάλοιπα $\varepsilon_{E_i}, \varepsilon_{V_i}$ υποθέτουμε ότι κατανέμονται κανονικά, με μέσο μηδέν και με τη μήτρα διακύμανσης-συνδιακύμανσης

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_E^2 & \sigma_{EV} \\ \sigma_{EV} & \sigma_V^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_E^2 & \rho \sigma_E \sigma_V \\ \rho \sigma_E \sigma_V & \sigma_V^2 \end{pmatrix} \quad (4.1.3)$$

ώστε οι εκτιμητές μας να είναι συνεπής. Όπου $\sigma_{EV} = \rho\sigma_E\sigma_V$ η συνδιακύμανση των ε_E και ε_V και ρ ο συντελεστής συσχέτισης που ισούται με $\rho = \frac{\sigma_{EV}}{\sigma_E\sigma_V}$

Η εκτίμηση δύο censored εξισώσεων ταυτόχρονα, έχει τεκμηριωθεί από τους Wales και Woodland (1980). Για να δημιουργήσουμε την συνάρτηση πιθανοφάνειας, πρέπει να διακρίνουμε τα νοικοκυριά που παρουσιάζουν δαπάνες για τα συγκεκριμένα προϊόντα και για τα οποία δημιουργούνται τιμές μονάδος, από τα νοικοκυριά που δεν παρουσιάζουν θετικές δαπάνες και κατά συνέπεια δεν υπάρχουν πληροφορίες και για τις τιμές μονάδος .

Για να δείξουμε ότι έχουμε διμεταβλητή κανονική συνάρτηση πυκνότητας, χρησιμοποιούμε την $\varphi(\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}; 0, \Omega)$ καθώς η Ιακωβιανή μετατροπή της $[\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}]$ σε $[E_{Ai}, \ln V_{Ai}]$ είναι μονάδα. Έτσι η μη δεσμευμένη πιθανότητα, ένα νοικοκυριό να έχει μηδενική δαπάνη είναι :

$$prob(E_{Ai} = 0) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2 Z_i)} \varphi(\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}; 0, \Omega) d\varepsilon_{Ei} d\varepsilon_{Vi} = \Phi(-\kappa_i) = 1 - \Phi(\kappa_i) \quad (4.1.4)$$

Όπου $\kappa_i = [a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + a_2'Z_i] / (\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_V^2 + 2a_1\sigma_{EV})^{1/2}$

Η πιθανότητα αυτή υπολογίζεται στο παράρτημα Α. Οπότε η πιθανότητα να μην είναι μηδενική η δαπάνη θα είναι ένα μείον την πιθανότητα να είναι μηδενική, δηλαδή $1 - \Phi(-\kappa_i) = \Phi(\kappa_i)$, όπου $\Phi(\kappa_i)$ η αθροιστική κατανομή της τυποποιημένης κανονικής κατανομής.

Έτσι δημιουργούμε μια μεικτή συνάρτηση πιθανοφάνειας για το δείγμα των N νοικοκυριών, που αποτελείται από μία συνεχή συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας για τις θετικές δαπάνες και μια διακριτή αθροιστική πιθανότητα για τις μηδενικές παρατηρήσεις. Η δημιουργία αυτών των συναρτήσεων αναπτύσσεται στο παράρτημα Α:

$$\begin{aligned} L(\alpha, \beta, \Omega | E_A, \ln V_A) &= \prod_{i=1}^{N'} \varphi(\varepsilon_E, \varepsilon_{Vi}; 0, \Omega) \prod_{i=N'+1}^N (1 - \Phi(\kappa_i)) = \\ &= \prod_{i=1}^{N'} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi|\Omega|}} \right)^{N'} \cdot e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N'} (\varepsilon_i - 0)' \Omega^{-1} (\varepsilon_i - 0)} \prod_{i=N'+1}^N (1 - \Phi(\kappa_i)) \end{aligned} \quad (4.1.5)$$

Όπου N' τα νοικοκυριά που αγοράζουν την ποσότητα, $\varepsilon_i = [E_{Ai} - a_0 - a_1 \ln V_{Ai} - a_2' Z_i, \ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' X_i]' = [\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}]'$ το διάνυσμα των καταλοίπων, $\varphi(\cdot)$ και $\Phi(\cdot)$ η διμεταβλητή κανονική συνάρτηση πυκνότητας και η συνάρτηση τυπικής κανονικής κατανομής αντίστοιχα. Αυτή η συνάρτηση πιθανοφάνειας μπορεί να αντιμετωπιστεί ως μια προέκταση του απλού μοντέλου Tobit σε δύο σημεία. Πρώτον περιέχει δύο ενδογενείς μεταβλητές, η μία εκ των οποίων περικόπτεται και δεύτερον λαμβάνει υπόψη ότι η τιμή μονάδος δεν παρατηρείται για νοικοκυριά με μηδενικές δαπάνες. Έτσι η Log likelihood για το δείγμα θα είναι:

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^{N'} \left\{ \ln 1 - 0,5 \ln(2\pi|\Omega|) - \frac{1}{2} \varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i \right\} + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) = \\ &= \sum_{i=1}^{N'} \left\{ -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln|\Omega| - \frac{1}{2} \varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i \right\} + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) \end{aligned} \quad (4.1.6)$$

Πιο αναλυτικά η (4.1.6) παρουσιάζεται στο παράρτημα Α. Ο Amemiya (1973) έδειξε ότι παρά το μη συνηθισμένο τύπο της log likelihood, η διαδικασία από την οποία θα προκύψουν οι επιθυμητές ιδιότητες επιτυγχάνεται με (MLE). Οι Wales και Woodland σημείωσαν ότι λαμβάνοντας υπόψη την υπόθεση της κανονικής κατανομής των καταλοίπων, οι εκτιμητές που προκύπτουν για κάθε προϊόν από τη μεγιστοποίηση της παραπάνω εξίσωσης θα είναι ασυμπτωτικά αμερόληπτοι και αποτελεσματικοί, και από την μεγιστοποίηση, θα προκύψουν και οι αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις. Έτσι όταν οι μερικοί παράγωγοι την lnL ως προς τις παραμέτρους $a_0, a_1, a_2', \beta_0, \beta_1', \rho, \sigma_E$ και σ_V τεθούν ίσες με το μηδέν, και με την χρησιμοποίηση ειδικών επαναληπτικών μεθόδων, μπορούμε να καταλήξουμε στους βέλτιστους εκτιμητές που μεγιστοποιούν την lnL.

4.2 Δεδομένα και μεταβλητές

Τα δεδομένα της έρευνα των Chung et al. (2005) προέρχονται από νοικοκυριά του Μεξικού, και η έρευνα έλαβε χώρα την περίοδο Αύγουστο-Νοέμβριο του 1996. Ζητήθηκε από τα νοικοκυριά να τηρήσουν ένα ημερολόγιο για της καθημερινές τους δαπάνες, για επτά συνεχόμενες ημέρες, και τα δεδομένα αυτά συλλέχθηκαν μαζί με σημαντικά δημογραφικά χαρακτηριστικά για κάθε νοικοκυριό. Από ολόκληρο το δείγμα επιλέχθηκαν μόνο 6.394

νοικοκυριά τα οποία είναι κάτοικοι των αστικών κέντρων, με σκοπό να αποφευχθεί πιθανή μεροληψία στην εκτίμηση των ελαστικότητων τιμών, από την ιδιοπαραγωγή που παρατηρείται στις αγροτικές περιοχές. Το μοντέλο μας υποθέτει ότι οι αποφάσεις των νοικοκυριών για το επίπεδο των δαπανών και των τιμών μονάδας επηρεάζονται από εξωτερικές μεταβλητές που αφορούν τα χαρακτηριστικά κάθε νοικοκυριού, όπως είναι το εισόδημα, η κατοχή ψυγείου/καταψύκτη, ο πληθυσμός της περιοχής που βρίσκεται το νοικοκυριό, το επίπεδο εκπαίδευσης του σχεδιαστή των γευμάτων, η ηλικιακή σύνθεση των μελών του νοικοκυριού, και την περιοχή και τοποθεσία του κατοικίας. Έτσι τα χαρακτηριστικά αυτά, συμπεριλαμβάνονται στην μελέτη είτε σαν μεταβλητές είτε με την μορφή ψευδομεταβλητών.

Ο Πίνακας 1 προσδιορίζει τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν μαζί με τις μέσες τιμές και τις τυπικές αποκλίσεις. Η τρίτη στήλη προσδιορίζει ποιες μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν σε κάθε εξίσωση. Για τις ψευδομεταβλητές το άθροισμα των μέσων τιμών ανά κατηγορία δεν ισούται με μονάδα ώστε να μην παρουσιάζει το υπόδειγμα πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας (Χάλκος, 2006). Για τον ίδιο λόγο στην σύνθεση του νοικοκυριού, παραλείπεται η μεταβλητή PER25_44 ώστε να μην συσχετίζονται γραμμικά οι ερμηνευτικές μεταβλητές.

Πίνακας 1: Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των εξωγενών μεταβλητών

Μεταβλητές	Περιγραφή	Εξίσωση	Μέση Τιμή	Τυπική Απόκλιση
Χαρακτηριστικά Νοικοκυριών				
HHINC	Τριμηνιαίο Εισόδημα Νοικοκυριού	UV,E	9,51	9,21
HHSIZE	Αριθμός μελών του νοικοκυριού	UV,E	4,38	2,05
MPAGE	Ηλικία Υπευθύνου του Νοικοκυριού (χρόνια)	UV, E	41,18	14,56
REFRIG	Κάτοχοι Ψυγείο/καταψύκτη (0/1)	UV, E	0,8	-
EST1	Διαμονή σε αστικό κέντρο με πληθυσμό άνω των 500,000 (0/1)	UV	0,42	-
EST2	Διαμονή σε αστικό κέντρο με πληθυσμό από 100,000-500,000 (0/1)	UV	0,29	-
Εκπαίδευση Σχεδιαστή Γεύματος				
PRIMED	Δημοτικό (0/1)	UV, E	0,22	-
SECED	Γυμνάσιο (0/1)	UV, E	0,29	-
HIGHED	Λύκειο (0/1)	UV, E	0,29	-
COLLED	Τριτοβάθμια εκπαίδευση(0/1)	UV, E	0,1	-
Σύνθεση Νοικοκυριού				
PERLT6	Ποσοστό μελών κάτω από 6 ετών	E	0,12	0,16
PER6_15	Ποσοστό μελών από 6 έως 15 ετών	E	0,19	0,2
PER16_24	Ποσοστό μελών από 16 -24 ετών	E	0,18	0,22
PER45_65	Ποσοστό μελών από 45-65 ετών	E	0,15	0,24
PERGT65	Ποσοστό μελών άνω των 65 ετών	E	0,06	0,19

Πίνακας 1 (συνέχεια): Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των εξωγενών μεταβλητών

Μεταβλητές	Περιγραφή	Εξίσωση	Μέση Τιμή	Τυπική Απόκλιση
Περιοχή Κατοικίας				
REGCEN	Aguascalientes, Hidalgo, Morelos, Puebla, Tlaxcala (0/1)	UV, E	0,12	-
REGNC	Durango, San Luis Potos, Queretaro, Zacatecas (0/1)	UV, E	0,07	-
REGNE	Coahuila, Chihuahua, Nuevo Leon, Tamaulipas (0/1)	UV, E	0,17	-
REGNO	Baj California, Baja California Sur, Sonora, Sinalo (0/1)	UV, E	0,1	-
REGOCC	Nayrit, Jalisco, Colima, Guanajuato, Michoacan (0/1)	UV, E	0,2	-
REGS	Guerrero, Oaxaca, Veracruz (0/1)	UV, E	0,06	-
REGSE	Guerrero, Oaxaca, Veracruz (0/1)	UV, E	0,17	-

Πηγή: Chung et al., (2005) σελ.574 “UV” και “E” δείχνουν πότε η μεταβλητή χρησιμοποιείται στην εξίσωση τιμή μονάδος (UV) ή στην εξίσωση δαπάνης (E).

Η ανάλυση επικεντρώθηκε σε δεδομένα δαπανών για σύνθετα μη διαρκή αγαθά. Τα δεδομένα δαπανών και ποσοτήτων προέρχονται από έξι κατηγορίες τροφίμων: το κρέας (μοσχάρι, χοιρινό και κοτόπουλο), το μοσχάρι (μπριζόλα, παϊδάκια κτλ.), τα θαλασσινά (φρέσκα, βιομηχανοποιημένα, και οστρακοειδή), τα λαχανικά (φρέσκα, βιομηχανοποιημένα, όσπρια και φασόλια), τα δημητριακά (καλαμπόκι, σιτάρι, ρύζι κτλ.) και τα μη αλκοολούχα ποτά (σόδα, μεταλλικό νερό, χυμοί κτλ.).

Ο Πίνακας 2, παρουσιάζει την συχνότητα αγοράς των προϊόντων αυτών, τις μέσες τιμές και τις τυπικές αποκλίσεις των εβδομαδιαίων δαπανών, ποσοτήτων και τιμών μονάδας για τα έξι αυτά σύνθετα προϊόντα. Παρατηρούμε ότι η συχνότητα αγοράς θαλασσινών είναι πολύ μικρή. Τα προϊόντα με μεγάλο ποσοστό μηδενικών δαπανών σύμφωνα με τους Heine and Wessells (1990) πρέπει να μας προειδοίζουν ότι θα εμφανίζουν αντίστοιχα μεγάλη μεροληψία στην εκτίμηση των ελαστικοτήτων τους. Επίσης, στην κατηγορία κρέας, ο μεγάλος βαθμός υποκατάστασης μεταξύ των βασικών αγαθών που περιέχει, ίσως αποτελέσει εμπόδιο για ασφαλή συμπεράσματα.

Πίνακας 2: Εβδομαδιαία χαρακτηριστικά δαπανών

Σύνθετο Προϊόν	Συχνότητα Αγοράς (%)	Μέση Δαπάνη (πέσο)	Μέση Ποσότητα	Μέση Τιμή Μονάδος (πέσο)
Κρέας	82,24	57,21(45,48)	2,8(2,14)	20,98(5,85)
Μοσχάρι	67,91	34,54(26,60)	1,40(1,06)	25,63(6,42)
Θαλασσινά	24,65	18,88(22,26)	0,98(1,03)	21,88(11,50)
Λαχανικά	88,38	17,26(13,82)	3,90(3,14)	5,00(2,95)
Δημητριακά	98,51	33,58(23,84)	8,44(6,16)	4,82(3,33)
Μη αλκοολούχα ποτά	70,46	19,40(16,78)	13,90(20,32)	5,88(17,55)

Πηγή: Chung et al., (2005, σελ 575)

4.3 Ανάλυση εκτιμητών υποδείγματος

Όλοι οι ερωτώμενοι ρωτήθηκαν για την πρόσφατες δαπάνες τους στα συγκεκριμένα σύνθετα προϊόντα και την ποσότητα αγοράς. Στον Πίνακα 3 εμφανίζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης του υποδείγματος. Στην πρώτη εξίσωση σε κάθε σύνθετο προϊόν, η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η δαπάνη (E) και στην δεύτερη εξίσωση η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ο λογάριθμος της τιμής μονάδος (UV).

Ο σταθερός όρος είναι στατιστικά σημαντικός στην εξίσωση της τιμής μονάδος αλλά όχι στην εξίσωση της δαπάνης. Η $\ln(\text{Unit Value})$ που εμφανίζεται μόνο στην εξίσωση δαπάνης ως ερμηνευτική μεταβλητή, έχει αρνητική επίδραση στην δαπάνη στα ακριβά προϊόντα (κρέας, μοσχάρι και θαλασσινά) ενώ έχει θετική επίδραση στα πιο φθηνά προϊόντα (λαχανικά δημητριακά και μη αλκοολούχα ποτά). Από αυτό μπορούμε να συμπεράνουμε ότι στα φθηνότερα προϊόντα μία αύξηση στην τιμή θα επιφέρει μικρότερη μείωση στην ζητούμενη ποσότητα άρα αύξηση στην συνολική δαπάνη, άρα τα προϊόντα αυτά ανήκουν στην κατηγορία προϊόντων πρώτης ανάγκης. Ενώ για τα ακριβότερα αγαθά, θα μπορούσαμε να συμπεράνουμε ότι ανήκουν στην κατηγορία προϊόντων πολυτελείας καθώς η $\ln(\text{Unit Value})$ έχει αρνητική επίδραση.

Το εισόδημα, και στις δύο εξισώσεις, έχει θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση. Για την εξίσωση της τιμής μονάδος, τα νοικοκυριά με υψηλότερο εισόδημα φαίνεται να πληρώνουν υψηλότερες τιμές (ίσως να οφείλεται στο ότι αγοράζουν καλύτερης ποιότητας προϊόντα). Μόνο για τα μη αλκοολούχα ποτά, η μεταβλητή αυτή δεν αποτελεί στατιστικά σημαντικό παράγοντα. Θετική επίδραση έχει το εισόδημα και στην εξίσωση δαπάνης, όπου τα νοικοκυριά με υψηλότερο εισόδημα δαπανούν περισσότερα για την απόκτηση αγαθών.

Το μέγεθος των νοικοκυριών, έχει επίσης στατιστικά σημαντικούς συντελεστές και στις δύο εξισώσεις. Στην εξίσωση της τιμής μονάδος, βλέπουμε ότι τα νοικοκυριά με περισσότερα μέλη τείνουν να αγοράζουν σε χαμηλότερες τιμές για όλα τα προϊόντα. Αυτό πιθανόν να παρατηρείται λόγω της ικανότητας των νοικοκυριών να επιτυγχάνουν οικονομίες κλίμακας όταν αγοράζουν προϊόντα σε μεγαλύτερες ποσότητες ή στην επιθυμία του νοικοκυριού να επιβαρυνθεί υψηλότερο κόστος έρευνας, ώστε να επιτύχει χαμηλότερη τιμή ανά μονάδα (Dong and Gould, 2000). Από την άλλη ο αρνητικός συντελεστής στην μεταβλητή

$HHSIZE^{-1}$ που παρατηρείται στην εξίσωση της δαπάνης, υποδηλώνει ότι αυξάνονται οι δαπάνες όταν αυξάνονται τα μέλη του νοικοκυριού, και σε συνδυασμό με τις χαμηλότερες τιμές μονάδος, ίσως συνεπάγεται και χαμηλότερης ποιότητας αγοραζόμενα προϊόντα.

Η μεταβλητή ηλικία του σχεδιαστή των γευμάτων στην εξίσωση UV είναι στατιστικά σημαντική μόνο στα λαχανικά και τα μη αλκοολούχα ποτά, στα οποία επιδρά σε αυτήν αρνητικά, ενώ στην εξίσωση δαπάνης είναι στατιστικά σημαντική μόνο στην κατηγορία κρέας και δημητριακά όπου έχει θετική επίδραση.

Για την μεταβλητή REFRIG δεν μπορούμε να βγάλουμε σαφή συμπεράσματα. Σύμφωνα με τον Πίνακα 1, το 80% των νοικοκυριών διαθέτουν ψυγείο /καταψύκτη. Αν ένα νοικοκυριό δεν διαθέτει ψυγείο/καταψύκτη και εξετάζονται ευπαθή προϊόντα τότε το νοικοκυριό είναι πολύ πιθανόν να παρουσιάσει αγορές την περίοδο της έρευνας, και να εμφανίσει αυξημένες συχνότητες αγοράς. Από την άλλη, αν το νοικοκυριό διαθέτει ψυγείο /καταψύκτη, οι ποσότητες αγοράς μπορεί να εμφανίζονται αυξημένες εξαιτίας της επιθυμίας των νοικοκυριών να διαθέτουν αποθέματα. Η μεταβλητή αυτή έχει θετική επίδραση και στις δύο εξισώσεις για τις κατηγορίες κρέας, μοσχάρι και θαλασσινά αλλά στατιστικά σημαντική επίδραση μόνο στο κρέας και στο μοσχάρι. Στα δημητριακά επίσης παρατηρείται στατιστικά σημαντική θετική επίδραση στην τιμή και αρνητική στην δαπάνη. Αυτό θα μπορούσε να ερμηνευτεί, ως ότι οι μη κάτοχοι ψυγείου /καταψύκτη εμφανίζουν μεγαλύτερες δαπάνες σε δημητριακά.

Οι ψευδομεταβλητές EST1, EST2, που εκτιμούν την επίδραση της πυκνότητας του πληθυσμού στην εξίσωση UV, και σε συνδυασμό με τις ψευδομεταβλητές για την περιοχή κατοικίας, χρησιμοποιούνται για να υπολογιστούν πως οι συνθήκες προσφοράς και ζήτησης μπορούν να επιδράσουν στην τιμή αγοράς. Παρατηρούμε ότι στις περιοχές με πληθυσμό άνω των 500,000 (EST1=1) οι τιμές μονάδες που αντιμετωπίζουν οι κάτοικοι αυτών των περιοχών είναι μεγαλύτερες στο μοσχάρι, τα θαλασσινά και τα δημητριακά, ενώ μικρότερες στο κρέας (που δεν είναι στατιστικά σημαντική), στα λαχανικά και στα μη αλκοολούχα ποτά. Θα περιμέναμε οι κάτοικοι σε περιοχές με μεγαλύτερο πληθυσμό, να αντιμετωπίζουν πιο χαμηλές τιμές σε όλα τα προϊόντα λόγω της δυνατότητας που έχουν να απολαμβάνουν ανταγωνιστικότερες τιμές και περισσότερες επιλογές. Μπορούμε να υποθέσουμε ότι οι κάτοικοι του Μεξικού ίσως προτιμούν τις παραδοσιακές αγορές για την αγορά των συγκεκριμένων τροφίμων.

Το επίπεδο εκπαίδευσης μπορεί να επιδράσει στις τιμές μονάδος ως αποτέλεσμα δύο δυνάμεων: α) η μεγαλύτερη ικανότητα αυτών με υψηλότερη εκπαίδευση, να αποκτούν και να χρησιμοποιούν τις πληροφορίες για τα χαμηλότερα κόστη σε αγαθά, μπορεί να οδηγήσει σε χαμηλότερες τιμές μονάδος και β) ο βαθμός που η εκπαίδευση συσχετίζεται με υψηλότερο εισόδημα η επιλογή τροφίμων μπορεί να οδηγήσει σε υψηλότερες τιμές μονάδος. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα παρατηρούμε ότι οι περισσότερο μορφωμένοι σχεδιαστές γευμάτων καταφέρνουν να μειώσουν τις δαπάνες τους για κρέας, μοσχάρι, λαχανικά, δημητριακά και μη αλκοολούχα, και εμφανίζουν υψηλότερες δαπάνες στα θαλασσινά. Από την άλλη εμφανίζουν υψηλότερες τιμές μονάδες σε όλα τα προϊόντα, εκτός από τα μη αλκοολούχα ποτά, κάτι που μπορεί να συνεπάγεται καλύτερη ποιότητα στα συγκεκριμένα προϊόντα.

Η σύνθεση του νοικοκυριού αποτελεί στατιστικό σημαντικό παράγοντα σε λίγες κατηγορίες τροφίμων. Η ύπαρξη παιδιών κάτω από 6 ετών οδηγεί σε μείωση των δαπανών για κρέας, μοσχάρι και λαχανικά. Τα νοικοκυριά με μέλη από 6-15 και 16-25 εμφανίζουν αυξημένες δαπάνες για δημητριακά σε σύγκριση με τις άλλες. Στα νοικοκυριά με ενήλικες από 45-65 ευνοείται η κατανάλωση σε κρέας, μοσχάρι, θαλασσινά και λαχανικά ενώ εμφανίζουν χαμηλότερες δαπάνες σε δημητριακά και μη αλκοολούχα ποτά. Τέλος τα νοικοκυριά με ηλικιωμένους άνω των 65 ετών εμφανίζουν τις μικρότερες δαπάνες στα δημητριακά και τα μη αλκοολούχα ποτά.

Η ψευδομεταβλητή της περιοχής κατοικίας είναι στατιστικά σημαντική σε μεγάλο ποσοστό και στις δύο εξισώσεις, για όλα τα τρόφιμα εκτός από το θαλασσινά, και αντανακλά τις διαφορές που μπορεί να υπάρχουν εξαιτίας των δυνατοτήτων παραγωγής που έχει κάθε περιοχή, τη διαμόρφωση της τοπικής αγοράς, τις συνήθειες των κατοίκων της και το κλίμα της περιοχής (Hein et al., 1989). Διαπιστώνουμε λοιπόν, ότι αλλάζουν οι διατροφικές συνήθειες ανάλογα την περιοχή που βρίσκεται το νοικοκυριό, κάτι που μπορεί να οφείλεται στα χαρακτηριστικά των κατοίκων αυτών των περιοχών, στην ενημέρωση που διαθέτουν για τα οφέλη στην υγεία που προσφέρει η κάθε κατηγορία τροφίμων (Lambert et al. 2006), αλλά και στην ποικιλία τροφίμων που αντιμετωπίζουν.

Τέλος, οι συντελεστές συσχέτισης είναι μικρότεροι της μονάδος, και αυτό υποδηλώνει ότι τα δημογραφικά χαρακτηριστικά μαζί με το εισόδημα παίζουν σημαντικό ρόλο στον προσδιορισμό της δαπάνης των νοικοκυριών για τρόφιμα. Στα θαλασσινά ο συντελεστές συσχέτισης παίρνει την μεγαλύτερη τιμή κάτι που μπορεί να οφείλεται στην μικρή συχνότητα

αγοράς που εμφανίζει την περίοδο της έρευνα. Αυτή η παρατήρηση υποστηρίζει την αντίληψη ότι το πρόβλημα της επιλογής δείγματος και του συγχρονισμού θα πρέπει να υπολογίζονται μαζί. Στα λαχανικά ο συντελεστής είναι μηδενικός, άρα η δαπάνη και η τιμή μονάδος είναι ανεξάρτητες και δεν εμφανίζεται σε αυτή την κατηγορία το πρόβλημα του συγχρονισμού μεταξύ των δύο μεταβλητών. Στα υπόλοιπα όμως προϊόντα υπάρχει θετική συσχέτιση, με εξαίρεση τα μη αλκοολούχα ποτά στα οποία εμφανίζει αρνητική.

Πίνακας 3: Συντελεστές εκτιμητών από το οικονομετρικά υπόδειγμα, ανά σύνθετο προϊόν

Μεταβλητές	Meat		Beef		Seafood		Vegetable		Grain		Nonalcoholic Beverages	
	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E
Σταθερός όρος	2,940*	1,073	3,131*	1,152	2,652*	1,557	1,511*	0,19	1,007*	0,357*	1,242*	-0,036
ln(Unit Value)	-	-0,136	-	-0,269	-	-0,649	-	0,054	-	0,037	-	0,078
ln(HHINC)	0,088*	0,272*	0,070*	0,177*	0,148*	0,198*	0,064*	0,044*	0,140*	0,071*	0,015	0,086*
HHSIZE ⁻¹	0,210*	-0,519*	0,193*	-0,300*	0,210*	-0,031	0,163*	-0,213*	0,532*	-0,353*	0,257*	-0,039
MPAGE	0	0,002*	0	0	0,001	0	-0,001*	0	0	0,002*	-0,005*	0
REFRIG	0,032*	0,091*	0,025*	0,081*	0,047	0,06	-0,021	0,008	0,045*	-0,019*	-0,06	0,013
EST1	0,013	-	0,049*	-	0,065*	-	-0,044*	-	0,083*	-	0,068*	-
EST2	0,017	-	0,024*	-	-0,015	-	-0,005	-	-0,037*	-	0,100*	-
PRIMED	0,025	0,037	0,016	0,034	0,048	0,001	-0,006	0,002	0,065*	-0,008	0,009	0,006
SECED	0,032*	0,078*	0,014	0,061*	0,078	0,083	-0,006	0,005	0,155*	-0,0038*	-0,026	0
HIGHED	0,050*	0,082	0,03	0,064*	0,120*	0,092	-0,006	0,003	0,244*	-0,055*	-0,081	-0,004
COLLED	0,043*	0,013	0,037	0	0,152*	0,137	0,011	-0,0018*	0,341*	-0,084*	-0,063	-0,31*
PERLT6	-	-0,069	-	-0,106*	-	0,05	-	-0,027	-	0,009	-	0,001
PER6_15	-	0,015	-	-0,028	-	0,027	-	-0,006	-	0,167*	-	0,012
PER16_25	-	0,035	-	0,011	-	-0,05	-	0,001	-	0,057*	-	-0,002
PER45_65	-	0,061	-	0,05	-	0,071*	-	0,028*	-	0,001	-	-0,0068*
PERGT65	-	0,066	-	0,064	-	0,05	-	0,017	-	-0,007	-	-0,085*
REGCEN	-0,028	-0,183*	-0,01	-0,153*	0,015	-0,054	-0,54	-0,034*	0,125*	0,02	-0,212*	0,043*
REGNC	-0,015	-0,290*	-0,078*	-0,154*	-0,191	-0,126	0,023	-0,071*	0,071*	-0,019*	-0,007	0,090*
RECNE	-0,067*	-0,230*	-0,143*	-0,133	-0,092	-0,182	0,076*	-0,131*	0,077*	-0,084*	-0,046	0,199*
REGNO	-0,060*	-0,205*	-0,060*	-0,110*	-0,031	-0,001	0,193	-0,081*	-0,01	-0,084*	-0,161*	0,100*

Πίνακας 3 (συνέχεια): Συντελεστές εκτιμητών από το οικονομετρικά υπόδειγμα, ανά σύνθετο προϊόν

Μεταβλητές	Meat		Beef		Seafood		Vegetable		Grain		Nonalcoholic Beverages	
	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E	UV	E
REGOCC	0,023	-0,191*	0,007	-0,079*	-0,06	-0,95	-0,092	-0,082*	0,126*	0,018*	-0,519*	0,135*
REGS	-0,038*	-0,116*	-0,019	-0,134*	-0,289*	-0,096	0,082	-0,065*	0,070*	0,044*	-0,124	0,075*
REGSE	-0,120*	0,037	-0,0149*	-0,101*	-0,258	-0,086	0,160*	0,087*	-0,015	0,031*	-0,497*	0,194*
σ_E^2	0,177*		0,118*		0,290*		0,019*		0,043*		0,045*	
σ_V^2	0,072*		0,076*		0,232*		0,132*		0,244*		0,841*	
ρ	0,229		0,391		0,821*		0		0,254		-0,389	

Πηγή: Chung et al., (2005), * υποδηλώνει στατιστική σημαντικότητα στο επίπεδο 5%.

Κεφάλαιο 5: Διαδικασία εκτίμησης ελαστικότητας τιμής και εισοδήματος

5.1 Υπολογισμός Ελαστικότητας

Οι ελαστικότητες είναι πολύ χρήσιμες στην ανάλυση της ζήτησης, γιατί επιτρέπουν την μέτρηση της οριακής επίδρασης των χαρακτηριστικών της ζήτησης στην συμπεριφορά των καταναλωτών (Deaton, 1990). Η ελαστικότητα δαπάνης (τιμής) είναι η σχετική αλλαγή στην κατανάλωση ενός αγαθού που προέρχεται από μια οριακή διακύμανση στην δαπάνη (τιμή). Με την υπόθεση της διαχωριστικότητας μια αλλαγή στην τιμή ενός αγαθού θα επιδράσει άμεσα στην ζητούμενη του ποσότητα, όπως και στην ποσότητα των υπόλοιπων αγαθών τις ίδιας ομάδας. Η επίδραση στις αγοραζόμενες ποσότητες θα επηρεάσει τον δείκτη ποσότητας του σύνθετου προϊόντος, το οποίο στην συνέχεια θα επιδράσει στο επίπεδο δαπάνης του σύνθετου προϊόντος. Έτσι μια αλλαγή στην τιμή ενός αγαθού μπορεί να έχει επιπτώσεις σε αγαθά που ανήκουν σε άλλα σύνθετα προϊόντα μέσα από την ανακατανομή δαπανών μεταξύ των σύνθετων προϊόντων. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι η χρήση των ελαστικότητας είναι ένα πολύ δυνατό εργαλείο.

Για τον υπολογισμό των απαραίτητων ελαστικότητας από τις λογοκρίμενες παλινδρομήσεις, οι εκτιμητές μεγίστης πιθανοφάνειας είναι απαραίτητοι για τον υπολογισμό τριών χρήσιμων συναρτήσεων. Οι δύο πρώτες συναρτήσεις που απαιτείται να υπολογισθούν είναι η μη δεσμευμένη αναμενόμενη αξία της δαπάνης $E(E_{Ai})$ και ο φυσικός λογάριθμος της τιμής μονάδος, $E(\ln V_{Ai})$. Αυτές οι συναρτήσεις, οι οποίες αποδεικνύονται στο παράρτημα Β, θα είναι:

$$\begin{aligned} E(E_{Ai}) &= E(E_{Ai} | E_{Ai} > 0) \cdot \text{prob}(E_{Ai} > 0) + E(E_{Ai} | E_{Ai} = 0) \cdot \text{prob}(E_{Ai} = 0) \\ &= E(E_{Ai} | E_{Ai} > 0) \cdot \Phi(\kappa_i) = \\ &= \left[a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' \mathbf{Z}_i \right] \Phi(\kappa_i) + \sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2 \sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1 \sigma_{EV}} \varphi(\kappa_i) \end{aligned} \quad (5.1.1)$$

$$\begin{aligned} E(\ln V_{Ai}) &= E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0) \cdot \Phi(\kappa_i) + E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0) \cdot (1 - \Phi(\kappa_i)) = \\ &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i \end{aligned} \quad (5.1.2)$$

Με τις σχέσεις αυτές μπορούμε να υπολογίσουμε τις ελαστικότητες $\hat{\eta}_{EM}$ και φ . Για την ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EV}$ πρέπει να υπολογίσουμε πρώτα την αναμενόμενη E_{A_i} δοθείσας της $\ln V_{A_i}$ γιατί στην δεξιά πλευρά της $E(E_{A_i})$ δεν εμφανίζεται η τιμή μονάδος.

Για να υπολογίσουμε την ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EV}$, πρέπει πρώτα να υπολογιστεί η πιθανότητα $Pr ob(E_{A_i} = 0 | \ln V_{A_i})$. Οι υπολογισμοί δίνονται στο παράρτημα Β και η πιθανότητα είναι:

$$Pr ob(E_{A_i} = 0 | \ln V_{A_i}) = 1 - \Phi(\lambda_i) = \Phi(-\lambda_i) \quad (5.1.3)$$

Οι αντίστοιχη αναμενόμενη δεσμευμένη θετική δαπάνη είναι:

$$E(E_{A_i} | E_{A_i} > 0, \ln V_{A_i}) = a_0 + a_1 \ln V_{A_i} + \alpha_2' Z_i + \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2} \cdot \frac{\varphi(\lambda_i)}{\Phi(\lambda_i)} \quad (5.1.4)$$

Και η αναμενόμενη δεσμευμένη δαπάνη:

$$E(E_{A_i} | \ln V_{A_i}) = \Phi(\lambda_i) [a_0 + a_1 \ln V_{A_i} + \alpha_2' Z_i] + \varphi(\lambda_i) \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2} \quad (5.1.5)$$

όπου $\lambda_i = \left[a_0 + a_1 \ln V_{A_i} + \alpha_2' Z_i + \sigma_{EV} (\ln V_{A_i} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i) / \sigma_V^2 \right] / \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}$. Για τις ελαστικότητες που προκύπτουν από τις παραπάνω συναρτήσεις είναι σημαντικό να γνωρίζουμε την μορφή της εξαρτημένης και των ανεξαρτήτων μεταβλητών. Η συνάρτηση δαπάνης είναι γραμμική και περιέχει ως ερμηνευτική μεταβλητή τη τιμή μονάδος και το εισόδημα σε λογαριθμική μορφή, ενώ τα υπόλοιπα χαρακτηριστικά σε γραμμική μορφή.

Η συνάρτηση της τιμής μονάδος είναι λογαριθμική, καθώς παίρνουμε το λογάριθμο της τιμής μονάδος για να αποφευχθούν εμπλοκές εξαιτίας του γεγονότος ότι δεν υπάρχουν αρνητικές τιμές μονάδος, και παρατηρείται όταν η συνάρτηση δαπάνης είναι θετική. Αποτελείται από το σταθερό όρο β_0 , που υποδηλώνει το $\ln P_A$ το οποίο είναι σταθερό μέσα στο γκρουπ, και έχει το εισόδημα ως ερμηνευτική μεταβλητή σε λογαριθμική μορφή και τις υπόλοιπες ερμηνευτικές μεταβλητές σε γραμμική μορφή.

Σύμφωνα με τον Gujarati (2003), όταν το υπόδειγμα είναι γραμμικό $Y = \beta_1 + \beta_2 X$ η

ελαστικότητα δίνεται από το τύπο $\beta_2 \left(\frac{X}{Y} \right)$. Όταν το υπόδειγμα είναι γραμμικό - λογαριθμικό

$Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$, όπως η σχέση δαπάνης - τιμή μονάδος, η ελαστικότητα δίνεται από την σχέση $\beta_2 \left(\frac{1}{Y} \right)$. Όταν το υπόδειγμα είναι λογαριθμικό - λογαριθμικό $\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$ όπως η σχέση τιμή μονάδος - εισοδήματος, η ελαστικότητα δίνεται από τον εκτιμώμενο συντελεστή β_2 . Στην περίπτωση που οι τιμές των X και Y δεν ορίζονται, τότε οι ελαστικότητες υπολογίζονται στις μέσες τιμές αυτών των μεταβλητών.

Έτσι υπολογίζοντας πρώτα την αναμενόμενη τιμή του φυσικού λογαρίθμου της τιμής μονάδος, $E(\ln V_{Ai}) = \beta_0 + \beta_1 X_i$ η ελαστικότητα ποιότητα που προκύπτει από το τύπο $\varphi = \frac{d \ln V_A}{d \ln(HHINC)}$ θα είναι ο συντελεστής του εισοδήματος $\ln(HHINC)$ στην εξίσωση της τιμής μονάδος, καθώς το υπόδειγμα είναι λογαριθμικό-λογαριθμικό.

Για την ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EM}$ η οποία προκύπτει από το τύπο $\hat{\eta}_{EM} = \frac{d \ln E_A}{d \ln(HHINC)}$, η σχέση με την μεταβλητή εισόδημα στο υπόδειγμα παλινδρόμησης της αναμενόμενης δαπάνης, είναι γραμμική-λογαριθμική. Έτσι η ελαστικότητα θα δίνεται από την σχέση

$$\hat{\eta}_{EM} = \frac{1}{E(E_{Ai})} \frac{dE(E_{Ai})}{d \ln(HHINC)}$$

Χρησιμοποιώντας τις δύο αυτές ελαστικότητες, μπορούμε να υπολογίσουμε την ελαστικότητα $\hat{\eta}_M$ που προκύπτει από την σχέση $\hat{\eta}_M = \hat{\eta}_{EM} - \varphi$

Για την εκτίμηση της ελαστικότητας $\hat{\eta}_{EV}$, χρησιμοποιούμε την συνάρτηση $E(E_{Ai} | \ln V_{Ai}) = \Phi(\lambda_i) [a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2 Z_i] + \varphi(\lambda_i) \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}$. Η σχέση που συνδέει την δεσμευμένη δαπάνη ως προς την τιμή μονάδος με την τιμή μονάδος είναι γραμμική - λογαριθμική οπότε η ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EV}$ θα δίνεται από την σχέση

$$\hat{\eta}_{EV} = \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \frac{dE(E_{Ai} | \ln V_{Ai})}{d \ln V_{Ai}}$$

Από την ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EV}$ προκύπτει η ελαστικότητα $\hat{\eta}_V$ από την σχέση $\hat{\eta}_V = \hat{\eta}_{EV} - 1$, και σε συνδυασμό με τις ελαστικότητες $\hat{\eta}_M$ και φ μπορούμε να εκτιμήσουμε τις ελαστικότητες τιμών $\hat{\eta}_P$ και η_P σύμφωνα με τη διαδικασία που περιγράφεται στην Ενότητα 3.

5.2 Εκτίμηση ελαστικότητων για το σύνθετο προϊόν κρέας

Για την διαδικασία υπολογισμού των ελαστικότητων, χρησιμοποιούμε τις μέσες τιμές από τον Πίνακα 1, όπως και τις τιμές των εκτιμημένων συντελεστών στον Πίνακα 3. Με το παράδειγμα μας θα εκτιμήσουμε τις ελαστικότητες δαπάνης και τιμών για το σύνθετο προϊόν κρέας, των νοικοκυριών του Μεξικού.

Για τις δημογραφικές μεταβλητές που θα χρησιμοποιήσουμε, παρατηρούμε ότι η μέση τιμή του εισοδήματος δίδεται τριμηνιαία ενώ οι δαπάνη για το σύνθετο προϊόν υπολογίστηκε εβδομαδιαίως. Έτσι διαιρούμε την μέση τιμή του εισοδήματος με το 13, όσες είναι και η εβδομάδες σε ένα τρίμηνο, ώστε να έχουμε το εισόδημα σε εβδομαδιαία τιμή. Για την μεταβλητή SIZE επειδή εκτιμάμε την αντίστροφο της μεταβλητής, θα χρησιμοποιήσουμε και τη αντίστροφο της μέσης τιμής. Τέλος για το παράδειγμα μας σε όλες τις ψευδομεταβλητές δίνουμε τιμές μηδέν ή μονάδα.

Έτσι, για να υπολογίσουμε τις ελαστικότητες τιμών για το σύνθετο προϊόν κρέας, υποθέτουμε ότι έχουμε ένα νοικοκυριό το οποίο διαθέτει ψυγείο /καταψύκτη (REFRIG=1), ζει σε περιοχή με πληθυσμό από 100.000-500.000 οπότε (EST1=0) και (EST2=1), ο υπεύθυνος του νοικοκυριού έχει ολοκληρώσει μόνο την πρωτοβάθμια εκπαίδευση οπότε η μεταβλητή PRIMED είναι μονάδα και οι υπόλοιπες μεταβλητές εκπαίδευσης είναι μηδέν και διαμένει στην περιοχή Puebla οπότε (REGCEN=1) και οι υπόλοιπες μεταβλητές που αφορούν την περιοχή είναι μηδενικές.

Σύμφωνα με τον Πίνακα 3 το υπόδειγμα παλινδρόμησης για την δαπάνη κρέατος θα είναι :

$$\begin{aligned}
 E_{Ai} &= a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' Z_i = \\
 &= 1,073 - 0,136 \ln V + 0,272 \ln HHINC - 0,519 \frac{1}{HHSIZE} + 0,002 MPAGE + \\
 &+ 0,091 REFRIG + 0,037 PRIMED - 0,069 PERLT6 + 0,015 PER6_15 +
 \end{aligned}$$

$$+0,035PER16_25 + 0,061PER45_65 + 0,066PERGT65 - 0,183REGCEN \quad (5.2.1)$$

Ενώ το υπόδειγμα παλινδρόμησης για την τιμή μονάδος θα είναι :

$$\begin{aligned} \ln V &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i = \\ &= 2,940 + 0,088 \ln HHINC + 0,210 \frac{1}{HHSIZE} + 0MPAGE + \\ &+ 0,032REFRIG + 0,017EST2 + 0,025PRIMED - 0,028REGCEN \end{aligned} \quad (5.2.2)$$

Οι ελαστικότητα φ προκύπτει από την σχέση (5.2.2) και είναι:

$$\varphi = \frac{\partial \ln V_{Ai}}{\partial \ln HHINC} = \beta_1 = 0,088 \quad (5.2.3)$$

Η ελαστικότητα ποιότητας, δεν επηρεάζεται από αλλαγές στις τιμές των δημογραφικών μεταβλητών, αλλά παραμένει σταθερή. Έχει το αναμενόμενο πρόσημο και είναι θετική για τη κατηγορία κρέας. Άρα η τιμή μονάδος αυξάνεται με την αύξηση του εισοδήματος, και αυτό υποδηλώνει αγορά καλύτερης ποιότητας βασικών αγαθών. Η ελαστικότητα ποιότητας είναι σχετικά μικρή, και αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι αν και η ομάδα αυτή περιέχει βασικά αγαθά που ποικίλουν ποιοτικά, υπάρχει και μεγάλος βαθμός υποκατάστασης μεταξύ των προϊόντων.

$$\text{Η ελαστικότητα } \hat{\eta}_{EM} \text{ προκύπτει από την σχέση } \hat{\eta}_{EM} = \frac{d \ln E_A}{d \ln(HHINC)} = \frac{1}{E(E_A)} \frac{dE(E_A)}{d \ln(HHINC)}.$$

Η εκτίμηση της ελαστικότητας δαπάνης-εισοδήματος, δεν μπορεί να υπολογιστεί απευθείας λόγω της μορφής του υποδείματος, αλλά πρέπει να υπολογιστεί πρώτα η σχέση $E(E_A)$ όπως και η τιμή κ_i από τους συντελεστές του Πίνακα 3, στις μέσες τιμές των μεταβλητών και στις τιμές των ψευδομεταβλητών που επιλέξαμε. Αντικαθιστώντας έχουμε:

$$\kappa_i = \frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + a_2' Z_i}{(\sigma_E^2 + a_1^2 \sigma_V^2 + 2a_1 \sigma_{EV})^{1/2}} = \frac{a_0 + a_1 \beta_0 + \alpha_1 \beta_1' \mathbf{X}_i + a_2' Z_i}{(\sigma_E^2 + a_1^2 \sigma_V^2 + 2a_1 \sigma_{EV})^{1/2}} = \frac{0,50194}{0,41388} = 1,21276 \quad (5.2.4)$$

$$\Phi(\kappa_i) = 0,88739 \quad \varphi(\kappa_i) = 0,191219 \quad (5.2.5)$$

$$\begin{aligned}
E(E_{A_i}) &= \left[a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i \right] \Phi(\kappa_i) + \varphi(\kappa_i) \sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}} = \\
&= 0,50194 \times 0,88739 + 0,191219 \times 0,41388 = \\
&= 0,524562
\end{aligned} \tag{5.2.6}$$

Το εισόδημα περιέχεται στα χαρακτηριστικά των νοικοκυριών X_i και Z_i , τα οποία χαρακτηριστικά περιέχονται και στην συνάρτηση της κ_i . Οπότε μπορούμε να υπολογίσουμε την ελαστικότητα δαπάνης –εισοδήματος, ως μια μεταβολή από τις μέσες τιμές και για τις τιμές των ψευδομεταβλητών που επιλέξαμε.

$$\begin{aligned}
\hat{\eta}_{EM} &= \frac{1}{E(E_{A_i})} \frac{\partial E(E_{A_i})}{\partial \ln M} = \\
&= \frac{1}{E(E_{A_i})} \times \frac{\partial \left[a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i \right] \Phi(\kappa_i)}{\partial \ln HHINC} + \frac{\partial \left(\varphi(\kappa_i) \sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}} \right)}{\partial \ln HHINC} = \\
&= \frac{1}{E(E_{A_i})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\kappa_i) \frac{\partial (a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i)}{\partial \ln HHINC} + \frac{\partial \Phi(\kappa_i)}{\partial \ln HHINC} (a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i) \\ &+ \frac{\partial \varphi(\kappa_i)}{\partial \ln HHINC} \left(\sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}} \right) \end{aligned} \right\} \\
&= \frac{1}{E(E_{A_i})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\kappa_i)(a_1\beta_1 + \alpha_2) + \frac{\partial \Phi(\kappa_i)}{\partial \kappa_i} \frac{\partial \kappa_i}{\partial \ln HHINC} (a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i) \\ &+ \frac{\partial \varphi(\kappa_i)}{\partial \kappa_i} \frac{\partial \kappa_i}{\partial \ln HHINC} \left(\sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}} \right) \end{aligned} \right\} \tag{5.2.7}
\end{aligned}$$

Γνωρίζουμε ότι $\frac{\partial \Phi(\kappa_i)}{\partial \kappa_i} = \varphi(\kappa_i)$ και $\frac{\partial \varphi(\kappa_i)}{\partial \kappa_i} = -\kappa_i \cdot \varphi(\kappa_i)$ οπότε έχουμε:

$$\hat{\eta}_{EM} = \frac{1}{E(E_{A_i})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\kappa_i)(a_1\beta_1 + \alpha_2) + \varphi(\kappa_i) \frac{a_1\beta_1 + \alpha_2}{\sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}}} (a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1'X_i) + \alpha_2'Z_i) - \\ &-\kappa_i \varphi(\kappa_i) \frac{a_1\beta_1 + \alpha_2}{\sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}}} \left(\sqrt{\sigma_E^2 + a_1^2\sigma_{EV}^2 + 2\alpha_1\sigma_{EV}} \right) \end{aligned} \right\} \tag{5.2.8}$$

Αντικαθιστώντας στις (5.2.8) τις (5.2.1), (5.2.2), (5.2.4), (5.2.5) και (5.2.6) η ελαστικότητα δαπάνης εισοδήματος θα είναι:

$$\hat{\eta}_{EM} = \frac{1}{0,524562} \left\{ \begin{array}{l} 0,23075 + 0,191219 \times 0,628272 \times 0,50194 - \\ -1,21276 \times 0,191219 \times 0,628272 \times 0,41388 \end{array} \right\} = 0,445079 \quad (5.2.9)$$

Έτσι η ελαστικότητα εισοδήματος προκύπτει από τις σχέσεις (5.2.3) και (5.2.9), και είναι $\hat{\eta}_M = \hat{\eta}_{EM} - \varphi = 0,445079 - 0,088 = 0,35707$

Ομοίως με την διαδικασία που χρησιμοποιήσαμε για την εκτίμηση της $\hat{\eta}_{EM}$, θα χρησιμοποιήσουμε για της εκτίμηση της ελαστικότητας δαπάνης-τιμής μονάδος. Χρησιμοποιούμε την εξίσωση $E(E_{Ai} | \ln V_{Ai}) = \Phi(\lambda_i) [a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i] + \varphi(\lambda_i) \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}$ στην οποία περιέχεται η τιμή μονάδος. Αντικαθιστώντας στην $(E_{Ai} | \ln V_{Ai})$ και λ_i τις μέσες τιμές, και στην $\ln V_{Ai}$ βάζουμε την μέση τιμή που δίνεται στον Πίνακα 2, έχουμε:

$$\begin{aligned} \lambda_i &= \frac{[a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i + \sigma_{EV} (\ln V_{Ai} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i) / \sigma_V^2]}{\sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}} = \\ &= \frac{(0,4969 + 0,00096) / 0,072}{0,409534} = 16,884 \end{aligned} \quad (5.2.10)$$

$$\text{οπότε } \Phi(\lambda_i) = 1 \text{ και } \varphi(\lambda_i) = 0 \quad (5.2.11)$$

και

$$(E_{Ai} | \ln V_{Ai}) = 1 \times 0,4969 + 0 \times 0,409534 = 0,4969 \quad (5.2.12)$$

Επομένως η ελαστικότητα $\hat{\eta}_{EV}$ θα είναι :

$$\begin{aligned} \hat{\eta}_{EV} &= \frac{d \ln E_A}{d \ln V_A} = \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \frac{dE(E_{Ai} | \ln V_{Ai})}{d \ln V_{Ai}} = \\ &= \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \times \frac{\partial ([a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i] \Phi(\lambda_i))}{\partial \ln V_{Ai}} + \frac{\partial (\varphi(\lambda_i) \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2})}{\partial \ln V_{Ai}} \ln V_{Ai} = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\lambda_i) \frac{\partial (a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i)}{\partial \ln V_{Ai}} + \frac{\partial \Phi(\lambda_i)}{\partial \ln V_{Ai}} (a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i) \\ &+ \frac{\partial \varphi(\lambda_i)}{\partial \ln V_{Ai}} \sigma_E \sqrt{1-\rho} \end{aligned} \right\} \\
&= \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\lambda_i) a_1 + \frac{\partial \Phi(\lambda_i)}{\partial \lambda_i} \frac{\partial \lambda_i}{\partial \ln V_{Ai}} (a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i) \\ &+ \frac{\partial \varphi(\lambda_i)}{\partial \lambda_i} \frac{\partial \lambda_i}{\partial \ln V_{Ai}} (\sigma_E \sqrt{1-\rho}) \end{aligned} \right\} \\
&= \frac{1}{E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})} \left\{ \begin{aligned} &\Phi(\lambda_i) a_1 + \varphi(\lambda_i) \frac{a_1 + \sigma_{EV}}{\sigma_E \sqrt{1-\rho}} (a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' \mathbf{Z}_i) - \\ &-\lambda_i \varphi(\lambda_i) \frac{a_1 + \sigma_{EV}}{\sigma_E \sqrt{1-\rho}} (\sigma_E \sqrt{1-\rho}) \end{aligned} \right\} \tag{5.2.13}
\end{aligned}$$

Με αντικατάσταση των (5.2.1) (5.2.10) (5.2.11) και (5.2.12) στην (5.2.13) η ελαστικότητα δαπάνης- τιμή μονάδος θα είναι:

$$\begin{aligned}
\hat{\eta}_{EV} &= \frac{1}{0,4969} \left\{ -0,136 + 0 \times \frac{-0,110}{0,4095} 0,4969 - 16,88 \times 0 \times \frac{-0,110}{0,4095} (0,4095) \right\} \Rightarrow \\
&\Rightarrow \hat{\eta}_{EV} = -0,2737 \tag{5.2.14}
\end{aligned}$$

Σύμφωνα με την σχέση (3.5.3) η ελαστικότητα τιμή μονάδος θα είναι:

$$\hat{\eta}_V = \hat{\eta}_{EV} - 1 = -0,2737 - 1 = -1,2737 \tag{5.2.15}$$

Έχοντας της ελαστικότητες $\hat{\eta}_M, \hat{\eta}_V, \hat{\eta}_{EV}$ και φ , και σύμφωνα με την σχέση (3.5.1) και (3.5.2) οι ελαστικότητες $\hat{\eta}_P$ και η_P θα είναι:

$$\hat{\eta}_P = \frac{\hat{\eta}_V}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V} = \frac{-1,2737}{1 - \frac{0,088}{0,3507} (-1,2737)} = -0,9694 \tag{5.2.16}$$

και

$$\eta_p = \hat{\eta}_{EV} \cdot \left(1 + \frac{\hat{\eta}_V}{1 - \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \cdot \hat{\eta}_V} \cdot \frac{\varphi}{\hat{\eta}_M} \right) - 1 = -0,2737 \cdot \left(1 + \frac{-1,2737}{1 - \frac{0,088}{0,3507} \cdot (-1,2737)} \cdot \frac{0,088}{0,35707} \right) - 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \eta_p = (-0,2737)(1 - 0,9694 \cdot 0,24645) - 1 = -1,2083 \quad (5.2.17)$$

Με τη χρήση των συντελεστών που προέκυψαν από την εκτίμηση της μεγίστης πιθανοφάνειας, καθώς και τις διακυμάνσεις και τους συντελεστές συσχέτισης, υπολογίστηκαν οι βασικές ελαστικότητες $\hat{\eta}_V$, $\hat{\eta}_M$, φ και $\hat{\eta}_{EV}$ από τις οποίες προέκυψαν οι $\hat{\eta}_p$ και η_p μέσω της διαδικασίας διόρθωσης ποιοτικών διαφορών που αναπτύχθηκε στο τρίτο κεφάλαιο. Οι ελαστικότητες που υπολογίστηκαν, έχουν τα αναμενόμενα πρόσημα. Η ελαστικότητα $\hat{\eta}_V$, έχει το αναμενόμενο πρόσημο και εκτιμάται ελαστική. Τα νοικοκυριά δηλαδή είναι ευαίσθητα στις μεταβολές των τιμών. Η χρήση της $\hat{\eta}_V$ όταν είναι ελαστική υπερεκτιμά την ελαστικότητα $\hat{\eta}_p$. Η μεροληψία που δημιουργείται ($\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$) είναι -0,3043 και είναι ουσιώδης καθώς η ελαστικότητα που εκτιμάται με την ποιοτική προσαρμογή στην τιμή είναι ανελαστική, ενώ με την χρήση της τιμής μονάδος είναι ελαστική. Η επιπρόσθετη ποιοτική προσαρμογή στην ποσότητα, κάνει την ελαστικότητα τιμής πιο ελαστική, και η διαφορά ($\hat{\eta}_p - \eta_p$) σε σχετική βάση είναι σημαντικά μεγάλη 24,64% και είναι εξίσου ουσιώδης καθώς η ελαστικότητα από ανελαστική γίνεται ελαστική. Τέλος η διαφορά μεταξύ της προσαρμοσμένης ελαστικότητας ποιότητας στην ποιότητα και στην τιμή σε σύγκριση με την μη προσαρμοσμένη ελαστικότητα τιμής μονάδος είναι μικρή και αυτό ίσως οφείλεται στο γεγονός ότι στο μικρό ποσοστό μηδενικών δαπανών και στον υψηλό βαθμό υποκατάστασης των βασικών αγαθών που αποτελούν το κρέας. Η $\hat{\eta}_V$ υπερεκτιμά την πραγματική ελαστικότητα τιμής η_p , αλλά η διαφορά είναι μικρή και αυτό ίσως οφείλεται στον μεγάλο βαθμό υποκατάστασης που υπάρχει στην συγκεκριμένη κατηγορία, και στο μικρό ποσοστό μηδενικών δαπανών.

5.2.1 Μεταβάλλοντας δημογραφικές μεταβλητές για το σύνθετο προϊόν κρέας

Στο σύνθετο προϊόν κρέας υπάρχει υψηλός βαθμός υποκατάστασης μεταξύ των αγαθών, με αποτέλεσμα η συχνότητα αγοράς να εμφανίζεται υψηλή, στο 89,24%. Ο μεγάλος βαθμός υποκατάστασης εντός ενός σύνθετου προϊόντος, έχει σαν αποτέλεσμα να μην παρατηρούνται μεγάλες αλλαγές στην κατανάλωσή του, σε μία αλλαγή στην τιμή ενός βασικού αγαθού ή σε κάποιο δημογραφικό χαρακτηριστικό. Έτσι αναμένουμε οι ελαστικότητες δαπανών και κατ' επέκταση και οι ελαστικότητες τιμών, να μην παρουσιάζουν σημαντικές αποκλίσεις σε μία αλλαγή ενός δημογραφικού χαρακτηριστικού.

Όταν αλλάζει η μεταβλητή από EST2 σε EST1 οι ελαστικότητες δαπάνης και τιμών μεταβάλλονται ελάχιστα, ίσως γιατί δεν εμπεριέχονται στην συνάρτηση δαπάνη, οπότε και οι ελαστικότητες ζήτησης θα παραμείνουν σχεδόν αμετάβλητες. Διατηρώντας τις υπόλοιπες μεταβλητές σταθερές σύμφωνα με το παράδειγμα μας στην προηγούμενη ενότητα, ο Πίνακας 4 παρουσιάζει τις ελαστικότητες δαπάνης και τιμών ανά περιοχή όταν το επίπεδο εκπαίδευσης είναι λύκειο (HIGHED):

Πίνακας 4: Σύγκριση ελαστικότητων ανά περιοχή κατοικίας για το κρέας

Elasticity	REGCEN	REGNC	REGNE	REGNO	REGOCC	REGS	REGSE
$\hat{\eta}_{EV}$	-0,25097	-0,31272	-0,27481	-0,26159	-0,25473	-0,22336	-0,1785
$\hat{\eta}_{EM}$	0,422499	0,485743	0,445125	0,431854	0,430396	0,389011	0,323125
$\hat{\eta}_M$	0,334499	0,397743	0,357125	0,343854	0,342396	0,301011	0,235125
$\hat{\eta}_V$	-1,25097	-1,31272	-1,27481	-1,26159	-1,25473	-1,22336	-1,1785
$\hat{\eta}_p$	-0,94121	-1,01727	-0,97008	-0,95368	-0,94877	-0,90109	-0,81779
η_p	-1,18883	-1,24234	-1,20912	-1,19775	-1,19262	-1,16452	-1,12387
$\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$	-0,30976	-0,29545	-0,30473	-0,30791	-0,30596	-0,32227	-0,36071
$\hat{\eta}_p - \eta_p$	0,247615	0,225069	0,239039	0,244068	0,243846	0,263431	0,306074
$\hat{\eta}_V - \eta_p$	-0,06214	-0,07038	-0,06569	-0,06385	-0,06212	-0,05884	-0,05464

Βλέπουμε ότι ανάλογα την περιοχή κατοικίας, οι ελαστικότητες δαπάνης και τιμής μεταβάλλονται. Η ελαστικότητα εισοδήματος είναι θετική σε όλες τις περιοχές υποδηλώνοντας ότι το σύνθετο προϊόν είναι κανονικό αγαθό, και είναι μικρότερη της μονάδος κάτι που δείχνει ότι δεν ανήκει στα προϊόντα πολυτελείας. Όταν το νοικοκυριό

ανήκει στις περιοχές της ψευδομεταβλητής REGNC, οι ελαστικότητες τιμής του κρέατος εμφανίζονται πιο ελαστικές σε σύγκριση με τις υπόλοιπες περιοχές, ενώ στις περιοχές της ψευδομεταβλητής REGSE οι ελαστικότητες τιμής και δαπάνης παίρνουν τις μικρότερες τιμές. Μια μείωση της τιμής από τους λιανοπωλητές στις περιοχές REGNC, θα είχε σαν αποτέλεσμα την αποτελεσματικότερη προώθηση του κρέατος, καθώς τα έσοδα από τις πωλήσεις θα αυξηθούν. Βλέπουμε λοιπόν ότι η περιοχή κατοικίας επιδρά στην κατανάλωση του κρέατος και οι αποκλίσεις που δημιουργούνται είναι σημαντικό να λαμβάνονται υπόψη.

Η μεροληψία επίσης που παρατηρείται λόγω της μη κατάλληλης προσαρμογής της διακύμανσης της ποιότητας στην τιμή και την ποσότητα, $\hat{\eta}_V - \eta_p$, κυμαίνεται από -0,055 έως -0,070. Η διαφορά αυτή είναι μικρή, λόγω ότι οι μηδενικές δαπάνες στην συγκεκριμένη κατηγορία αποτελούν ένα μικρό ποσοστό. Από την άλλη η μεροληψία που προκύπτει από την προσαρμογή μόνο στην τιμή $\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$ κυμαίνεται από -0,29 έως -0,35, είναι σημαντικά μεγάλη, και έχει σαν αποτέλεσμα στις περισσότερες περιοχές η ελαστικότητα να εκτιμάται ως ανελαστική ενώ η πραγματική ελαστικότητα τιμής είναι ελαστική. Όποτε αποδεικνύεται η σημαντικότητα της κατάλληλης ποιοτικής προσαρμογής στην τιμή και στην ποσότητα.

Για το επίπεδο εκπαίδευσης HIGHER η μη κατοχή ψυγείο/καταψύκτη, σύμφωνα με τον Πίνακα 5, κάνει τις ελαστικότητες δαπάνης και τιμών πιο ελαστικές. Οι ελαστικότητες ανά περιοχή κατοικίας θα είναι:

Πίνακας 5: Σύγκριση ελαστικότητων νοικοκυριών χωρίς ψυγείο/καταψύκτη για το κρέας

Elasticity	REGCEN	REGNC	REGNE	REGNO	REGOCC	REGS	REGSE
$\hat{\eta}_{EV}$	-0,30162	-0,39547	-0,33672	-0,3171	-0,30707	-0,2626	-0,20271
$\hat{\eta}_{EM}$	0,471713	0,548027	0,498739	0,482852	0,481113	0,432199	0,355624
$\hat{\eta}_M$	0,383713	0,460027	0,410739	0,394852	0,393113	0,344199	0,267624
$\hat{\eta}_V$	-1,30162	-1,39547	-1,33672	-1,3171	-1,30707	-1,2626	-1,20271
$\hat{\eta}_p$	-1,0024	-1,10145	-1,03913	-1,01821	-1,0112	-0,95449	-0,86187
η_p	-1,23228	-1,31215	-1,26176	-1,24514	-1,23756	-1,19852	-1,14527
$\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$	-0,29923	-0,29403	-0,2976	-0,29888	-0,29587	-0,30811	-0,34085
$\hat{\eta}_p - \eta_p$	0,229888	0,210699	0,222631	0,226927	0,226362	0,24403	0,283399
$\hat{\eta}_V - \eta_p$	-0,06934	-0,08333	-0,07496	-0,07196	-0,06951	-0,06408	-0,05745

Σε σύγκριση με τα νοικοκυριά που διαθέτουν ψυγείο/καταψύκτη, τα νοικοκυριά που δεν διαθέτουν αυξάνουν περισσότερο την ζητούμενη τους ποσότητα σε μία αύξηση του εισοδήματός τους, ενώ μειώνουν περισσότερο την ζητούμενη τους ποσότητα σε μία αύξηση των τιμών.

Με τα χαρακτηριστικά του αρχικού παραδείγματος για κάθε επίπεδο εκπαίδευσης, οι ελαστικότητες μεταβάλλονται σύμφωνα με τον Πίνακα 6 και θα είναι:

Πίνακας 6: Σύγκριση ελαστικοτήτων ανά επίπεδο εκπαίδευσης, για το κρέας

Elasticity	PRIMED	SECED	HIGHED	COLLED
$\hat{\eta}_{EV}$	-0,2737	-0,25284	-0,25097	-0,28759
$\hat{\eta}_{EM}$	0,445071	0,423309	0,422499	0,460414
$\hat{\eta}_M$	0,357071	0,335309	0,334499	0,372414
$\hat{\eta}_V$	-1,2737	-1,25284	-1,25097	-1,28759
$\hat{\eta}_p$	-0,9694	-0,94283	-0,94121	-0,98723
η_p	-1,20831	-1,19028	-1,18883	-1,2205
$\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$	-0,3043	-0,31	-0,30976	-0,30037
$\hat{\eta}_p - \eta_p$	0,238909	0,247442	0,247615	0,233278
$\hat{\eta}_V - \eta_p$	-0,06539	-0,06256	-0,06214	-0,06709

Βλέπουμε ότι καθώς αυξάνεται το επίπεδο εκπαίδευσης, η ελαστικότητα εισοδήματος αρχικά μειώνεται στο επίπεδο γυμνασίου και λυκείου, ενώ στην ανώτατη εκπαίδευση η ελαστικότητα είναι μεγαλύτερη. Τα νοικοκυριά με την ανώτατη εκπαίδευση σε μια αύξηση του εισοδήματός τους, αυξάνουν περισσότερο την ζητούμενη ποσότητα τους, αυξάνοντας έτσι τις δαπάνες τους στην κατανάλωση κρέατος. Η ελαστικότητα τιμής ως προς την τιμή μονάδος και η πραγματική ελαστικότητα τιμής στο επίπεδο PRIMED είναι ελαστική, και μειώνεται σε απόλυτη τιμή στα επόμενα δύο επίπεδα, ενώ στο ανώτερο επίπεδο COLLED γίνεται πιο ελαστική. Μια μείωση της τιμής θα έχει σαν αποτέλεσμα τα νοικοκυριά με την ανώτερη εκπαίδευση να ζητούν μεγαλύτερες ποσότητες κρέατος.

Όπως έχουμε αναφέρει, οι μεγάλες ελαστικότητες τιμών είναι ένα σημαντικό εργαλείο μάρκετινγκ που πρέπει να λαμβάνεται υπόψη από τους πωλητές. Η διαφήμιση του προϊόντος που θα απευθύνεται στις ομάδες των νοικοκυριών με την καλύτερη εκπαίδευση, όπως και στα νοικοκυριά συγκεκριμένων περιοχών, θα αποφέρει περισσότερα έσοδα στις επιχειρήσεις.

Όπως και πριν η ποιοτική προσαρμογή μόνο στην τιμή, έχει σαν αποτέλεσμα την εκτίμηση της ελαστικότητας ως ανελαστική. Θεωρώντας την $\hat{\eta}_p$ ως την πραγματική ελαστικότητα τιμής, η καλύτερη πολιτική για την αύξηση των εσόδων θα ήταν η αύξηση της τιμής. Όμως μία τέτοια επιλογή, στην πραγματικότητα, θα έχει τα αντίθετα αποτελέσματα από τα επιθυμητά. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι, αγνοώντας την ποιοτική προσαρμογή είτε στην τιμή είτε στην ποσότητα, οδηγούμαστε σε μεροληπτική ανάλυση της ζήτησης.

5.3 Εκτίμηση ελαστικότητων για το σύνθετο προϊόν θαλασσινά, και η επίδραση των δημογραφικών μεταβλητών

Τα θαλασσινά παρουσιάζουν την ιδιαιτερότητα του μεγάλου ποσοστού μηδενικών δαπανών. Σύμφωνα με τον Πίνακα 2, μόλις το 24,65% των νοικοκυριών παρουσίασαν θετικές δαπάνες το διάστημα της έρευνας. Είναι λοιπόν σημαντικό να δούμε πως υπολογίζονται και διορθώνονται οι ελαστικότητες τιμής και δαπάνης στην συγκεκριμένη κατηγορία.

Όπως και στο παράδειγμα για το σύνθετο προϊόν κρέας χρησιμοποιούμε τις μέσες τιμές με τον ίδιο τρόπο και δίνουμε σε όλες τις ψευδομεταβλητές τιμές μηδέν ή μονάδα. Έτσι υποθέτουμε και στην περίπτωση των θαλασσινών, ότι έχουμε ένα νοικοκυριό το οποίο διαθέτει ψυγείο /καταψύκτη ($REFRIG=1$), ζει σε περιοχή με πληθυσμό από 100.000-500.000 οπότε ($EST1=0$) και ($EST2=1$), ο υπεύθυνος του νοικοκυριού έχει ολοκληρώσει μόνο την δευτεροβάθμια εκπαίδευση οπότε η μεταβλητή $HIGHED$ είναι μονάδα και οι υπόλοιπες μεταβλητές εκπαίδευσης είναι μηδέν και διαμένει στην περιοχή Puebla οπότε ($REGCEN=1$) και οι υπόλοιπες μεταβλητές που αφορούν την περιοχή είναι μηδενικές.

Σύμφωνα με τον Πίνακα 3, το υπόδειγμα παλινδρόμησης στην δαπάνη των θαλασσινών θα είναι :

$$\begin{aligned}
 E_{Ai} &= a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' Z_i = \\
 &= 1,557 - 0,649 \ln V + 0,198 \ln HHINC - 0,031 \frac{1}{HHSIZE} + 0MPAGE + \\
 &+ 0,06REFRIG + 0,092HIGHED - 0,005PERLT6 + 0,027PER6_15 + \\
 &- 0,05PER16_25 + 0,071PER45_65 + 0,05PERGT65 - 0,054REGCEN
 \end{aligned} \tag{5.4.1}$$

Ενώ το υπόδειγμα παλινδρόμησης για την τιμή μονάδος θα είναι :

$$\begin{aligned} \ln V &= \beta_0 + \beta_1 X_i = \\ &= 2,652 + 0,148 \ln HHINC + 0,210 \frac{1}{HHSIZE} + 0,001 MPAGE + \\ &+ 0,047 REFRIG - 0,015 EST2 + 0,120 HIGHED + 0,015 REGCEN \end{aligned} \quad (5.4.2)$$

Οι ελαστικότητες φ προκύπτει από την παρακάτω σχέση και είναι:

$$\varphi = \frac{\partial \ln V_{Ai}}{\partial \ln HHINC} = \beta_1 = 0,148 \quad (5.4.3)$$

Η ελαστικότητα ποιότητας έχει τα αναμενόμενο πρόσημο και είναι αρκετά μεγάλη, υποδηλώνοντας την μεγάλη διαφορά ποιότητας που υπάρχει ανάμεσα στα βασικά αγαθά του σύνθετου προϊόντος. Σύμφωνα με τον Deaton (1997) οι σχετικά μεγάλες ελαστικότητες ποιότητας καταλήγουν σε μεγάλες διαφορές στις εκτιμήσεις ελαστικότητας τιμών.

Οι ελαστικότητες δαπάνης και τιμής με βάση τα παραπάνω χαρακτηριστικά και ανά περιοχή εμφανίζονται στον Πίνακα 8 και είναι:

Πίνακας 7: Σύγκριση ελαστικότητας ανά περιοχή κατοικίας, για τα θαλασσινά

Elasticity	REGCEN	REGNC	REGNE	REGNO	REGOCC	REGS	REGSE
$\hat{\eta}_{EV}$	-3,46973	-4,56759	-5,5277	-2,86374	-20,3337	-4,08508	-3,93118
$\hat{\eta}_{EM}$	0,717457	0,589692	0,873695	0,55314	10,63231	0,450693	0,463139
$\hat{\eta}_M$	0,569457	0,441692	0,725695	0,40514	10,48431	0,302693	0,315139
$\hat{\eta}_V$	-4,46973	-5,56759	-6,5277	-3,86374	-21,3337	-5,08508	-4,93118
$\hat{\eta}_p$	-2,64368	-2,6396	-3,64357	-2,10073	-18,0937	-2,0518	-2,07455
η_p	-3,05222	-3,1655	-4,0854	-2,55703	-18,2456	-2,64831	-2,65385
$\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$	-1,82605	-2,92799	-2,88413	-1,76302	-3,23993	-3,03328	-2,85664
$\hat{\eta}_p - \eta_p$	0,408536	0,525898	0,44183	0,456297	0,15187	0,596506	0,5793
$\hat{\eta}_V - \eta_p$	-1,41751	-2,40209	-2,4423	-1,30672	-3,08806	-2,43678	-2,27734

Παρατηρούμε πάλι ότι η περιοχή κατοικίας επιδρά στην ζήτηση και την συμπεριφορά των καταναλωτών. Περιοχές που ανήκουν στις ψευδομεταβλητές REGNE και REGOCC, εμφανίζουν μεγαλύτερες ελαστικότητες τιμών και δαπανών, σε απόλυτες τιμές. Η

ελαστικότητα εισοδήματος $\hat{\eta}_M$ είναι μεγαλύτερη από το μηδέν και στις περισσότερες περιοχές μικρότερη της μονάδας, οπότε η κατηγορία θαλασσινά ανήκει στα κανονικά αγαθά και στα είδη πρώτης ανάγκης. Στην περιοχή REGOCC η ελαστικότητα εισοδήματος είναι μεγαλύτερη της μονάδας, άρα για την περιοχή αυτή το σύνθετο προϊόν θαλασσινά ανήκει στα αγαθά πολυτελείας. Οι ελαστικότητες τιμής είναι για όλες τις περιοχές ελαστική, έτσι μία μείωση της τιμής θα επιφέρει μεγαλύτερη αύξηση στην ζητούμενη ποσότητα των θαλασσινών.

Η μεροληψία που εμφανίζεται εξαιτίας των ποιοτικών επιδράσεων στην τιμή και στην ποσότητα είναι πολύ μεγάλες. Η χρήση της τιμής μονάδος στην περίπτωση των θαλασσινών θα οδηγήσει σε λανθασμένες αποφάσεις στην προώθηση και στην εφαρμογή πολιτικών. Η διαδικασία διόρθωσης που ανέπτυξαν οι Chung et al. (2005) φαίνεται να είναι απαραίτητη στην περίπτωση που το σύνθετο προϊόν εμφανίζει μικρή συχνότητα αγοράς και μεγάλο συντελεστή συσχέτισης. Η μεροληψία στην εκτίμηση των ελαστικοτήτων εξαιτίας της μη ποιοτικής προσαρμογής στην τιμή ($\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_P$) κυμαίνεται από -1,83 έως -3,24, ενώ η μεροληψία εξαιτίας της μη ποιοτικής προσαρμογής στην τιμή και την ποσότητα ($\hat{\eta}_V - \eta_P$) κυμαίνεται από -1,31 έως -3,09. Η διαφορές αυτές είναι πολύ μεγάλες και αποτελούν ένδειξη της σημαντικότητας της ποιοτικής προσαρμογής τόσο στην τιμή όσο και στην ποσότητα.

Όπως και στο κρέας μεταβάλλοντας την μεταβλητή EST2 σε EST1 οι ελαστικότητες δεν αλλάζουν σημαντικά, ενώ για τα νοικοκυριά χωρίς ψυγείο/καταψύκτη όλες οι ελαστικότητες εμφανίζονται μεγαλύτερες σε απόλυτη τιμή. Μεταβολή στο επίπεδο εκπαίδευσης και με σταθερές τις υπόλοιπες μεταβλητές, οι ελαστικότητες δαπανών και τιμής θα είναι:

Πίνακας 8: Σύγκριση ελαστικοτήτων νοικοκυριών ανά επίπεδο εκπαίδευσης για τα θαλασσινά

Elasticity	PRIMED	SECED	HIGHED	COLLED
$\hat{\eta}_{EV}$	-4,88613	-3,59405	-3,46973	-2,9378
$\hat{\eta}_{EM}$	0,832028	0,676072	0,717457	0,663214
$\hat{\eta}_M$	0,684028	0,528072	0,569457	0,515214
$\hat{\eta}_V$	-5,88613	-4,59405	-4,46973	-3,9378
$\hat{\eta}_p$	-3,34963	-2,60202	-2,64368	-2,35432
η_p	-3,78056	-3,03563	-3,05222	-2,75644
$\hat{\eta}_V - \hat{\eta}_p$	-2,5365	-1,99203	-1,82605	-1,58348
$\hat{\eta}_p - \eta_p$	0,430929	0,433611	0,408536	0,402124
$\hat{\eta}_V - \eta_p$	-2,10557	-1,55842	-1,41751	-1,18136

Παρατηρούμε ότι το επίπεδο εκπαίδευσης μειώνει τις ελαστικότητες δαπανών και τιμών. Η εκπαίδευση επηρεάζει την συμπεριφορά των νοικοκυριών, κάνοντάς τα λιγότερο ευαίσθητα στις αλλαγές των τιμών. Η μεροληψία που δημιουργείται από τις ποιοτικές επιδράσεις είναι εξίσου μεγάλες με πριν και εξίσου σημαντικές, αποδεικνύοντας την αναγκαιότητα της ποιοτικής προσαρμογής για την λήψη αποτελεσματικών αποφάσεων. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι η ζήτηση διαφοροποιείται ανάμεσα στα νοικοκυριά που ομαδοποιούνται με βάση κοινά δημογραφικά χαρακτηριστικά.

Κεφάλαιο 6: Συμπερασματικά σχόλια

6.1. Συμπεράσματα

Τα αποτελέσματα από τις εκτιμήσεις των ελαστικοτήτων, ενισχύουν την προσπάθεια προώθησης του προϊόντος, με το να τονίζονται οι συνήθειες συγκεκριμένων ομάδων που έχουν κοινά δημογραφικά χαρακτηριστικά όπως επίπεδο εκπαίδευσης, τόπο καταγωγής. Οι αρμόδιοι στην χάραξη πολιτικής θέλουν να ξέρουν πώς διαφορετικές ομάδες της κοινωνίας λειτουργούν σε ένα συνεχώς μεταβαλλόμενο οικονομικό περιβάλλον και έτσι οι πληροφορίες των διαστρωματικών στοιχείων, διαπιστώνεται ότι είναι κατάλληλες για να χαρακτηριστεί η συμπεριφορά και η ευημερία των διαφόρων τύπων καταναλωτών. Παρόλο αυτά το αν η εικόνα της ζήτησης εξακολουθήσει να είναι το ίδιο και μελλοντικά, εξαρτάται πέρα από τα κοινωνικό-δημογραφικά χαρακτηριστικά του πληθυσμού και από άλλους παράγοντες, όπως είναι οι συνθήκες προσφοράς και η ανταγωνιστικότητα της αγοράς.

Στο δεύτερο κεφάλαιο έγινε μία προσπάθεια παρουσίασης των βασικών υποδειγμάτων που εμφανίζονται στην βιβλιογραφία. Η κατάλληλη μέθοδος θα πρέπει να διορθώνει τη μεροληψία δείγματος που προκύπτει λόγω της ύπαρξης μηδενικών δαπανών. Επίσης η χρήση σύνθετων προϊόντων, που συνηθίζεται στις έρευνες διαστρωματικών στοιχείων, έχει σαν αποτέλεσμα την χρήση της τιμής μονάδος ως μία εκτίμηση της τιμής αγοράς. Η διακύμανση όμως της τιμής μονάδος στα σύνθετα προϊόντα, εξηγείται τόσο από μεταβολές των τιμών όσο και από ποιοτικές διαφορές. Το κατάλληλο υπόδειγμα λοιπόν θα πρέπει να μπορεί να μπορεί να απομονώσει τις ποιοτικές επιδράσεις από τις τιμές μονάδος.

Στο τρίτο κεφάλαιο αναπτύσσονται πιθανά προβλήματα που προκύπτουν στην εκτίμηση των ελαστικοτήτων τιμής και εισοδήματος με την χρήση των διαστρωματικών στοιχείων και την δημιουργία σύνθετων προϊόντων. Η χρήση της τιμής μονάδος και η παράλειψη των ποιοτικών επιδράσεων στην τιμή και στην ποσότητα, μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικές εκτιμήσεις. Η διαδικασία διόρθωσης που ανέπτυξαν οι Chung et al., (2005) βασίζεται στο θεώρημα του Hicks για σύνθετα προϊόντα, παρουσιάζεται στο κεφάλαιο αυτό και είναι απαραίτητη για την επιτυχή ανάλυση της ζήτησης.

Στο τέταρτο κεφάλαιο παρουσιάζεται το υπόδειγμα των Dong et al. (1998), το οποίο αντιμετωπίζει το θέμα της επιλογής δείγματος και με την χρήση των δύο εξισώσεων, χρησιμοποιεί την τιμή μονάδος ως ενδογενή μεταβλητή και συναρτήσει της τιμής του σύνθετου προϊόντος και των χαρακτηριστικών των νοικοκυριών. Η αποδείξεις των σχέσεων αναπτύσσονται στα παραρτήματα Α και Β. Από την ανάλυση των εκτιμητών του υποδείγματος συμπεραίνουμε ότι οι δημογραφικές μεταβολές επηρεάζουν την απόφαση για την ζητούμενη ποσότητα καθώς και την επιλογή ποιότητας.

Τέλος στο κεφάλαιο πέντε αναπτύσσεται η μέθοδος υπολογισμού των ελαστικότητας δαπάνης και τιμής, και χρησιμοποιείται η διαδικασία διόρθωσης των Chung et al. (2005), για να εκτιμηθούν οι ποιοτικά προσαρμοσμένες ελαστικότητες τιμών δύο σύνθετων προϊόντων ώστε να είναι θεωρητικά συνεπής και στατιστικά μη μεροληπτικές και αποτελεσματικές. Από τους συγκριτικούς Πίνακες συμπεραίνουμε την σημαντικότητα της ποιοτικής προσαρμογής τόσο στην τιμή όσο και την ποσότητα. Η παράλειψη της ποιοτικής προσαρμογής είτε στην τιμή είτε στην ποσότητα προκαλεί μεροληψία στην ανάλυση ζήτησης. Στην περίπτωση του κρέατος που εμφανίζει υψηλή συχνότητα αγοράς και υψηλό βαθμό υποκατάστασης ανάμεσα στα βασικά αγαθά του, η ποιοτική προσαρμογή μόνο στην τιμή θα οδηγήσει σε λανθασμένες αποφάσεις. Στην περίπτωση των θαλασσινών η ποιοτική προσαρμογή στην τιμή και την ποσότητα είναι απαραίτητη, γιατί στα σύνθετα προϊόντα με χαμηλό ποσοστό δαπάνης και μεγάλες ποιοτικές διαφορές μεταξύ των βασικών αγαθών που περιέχουν, εμφανίζονται ουσιώδεις διαφορές στην εκτίμηση της ελαστικότητας τιμή με την χρήση της τιμής μονάδος από την προσαρμοσμένη ποιοτικά ελαστικότητα.

6.2 Μελλοντικές προεκτάσεις

Ως μελλοντική προέκταση, θα πρότεινα την εφαρμογή της συγκεκριμένης μεθοδολογίας σε πραγματικά στοιχεία Ελληνικών οικογενειακών προϋπολογισμών, την περεταίρω μελέτη της συνάρτησης ML, εάν έχει ολικό μέγιστο ή διάφορα τοπικά μέγιστα και την εφαρμογή ελέγχων για τη σωστή εξειδίκευση του υποδείγματος. Επίσης, καθώς πολλά λογοκριμένα δεδομένα δεν έχουν την πολυτέλεια μεγάλου μεγέθους δείγματος, μελλοντικά θα μπορούσε να μελετηθούν οι ιδιότητες των εκτιμητριών ML σε μικρά δείγματα και η επίδραση που έχει το δείγμα στις εκτιμημένες ελαστικότητες.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν, περιορίζονται στην κατανάλωση τροφίμων σε ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα. Θέτοντας τους μήνες ως μεταβλητή στο υπόδειγμα θα μπορούσε να διαπιστωθούν αλλαγές στην ζήτηση που οφείλονται σε εποχικές μεταβολές. Επίσης η μελέτη βασίστηκε στην υπόθεση της ανάλογης μεταβολής, των τιμών των βασικών αγαθών που περιέχονται στο σύνθετο προϊόν. Όμως πολλές φορές μια κυβερνητική πολιτική μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των αγαθών όχι αναλογικά. Μια μελλοντική προέκταση για να ξεπεραστεί αυτός ο περιορισμός είναι να διαφοροποιηθούν οι ομάδες αγαθών, που θα εξακολουθούν να παρέχουν οικονομικό ενδιαφέρον στην ανάλυση ζήτησης. Τέλος η ανάλυση των δεδομένων βασίστηκε στην κατανάλωση προϊόντων που κάνει τον νοικοκυριό εντός της οικίας του. Όμως ένα μεγάλο ποσοστό του εισοδήματος δαπανάται και για φαγητό εκτός οικίας, και οι πληροφορίες αυτές με επιπρόσθετες αναλύσεις θα μπορούσαν μελλοντικά να συμπεριληφθούν και να μας δώσουν μια πιο σαφή εικόνα της ζήτησης.

Βιβλιογραφία

- Amemiya T. (1973). Regression Analysis When the Dependent Variable is Truncated Normal, *Econometrica*, **41**, 997-1016.
- Banks J., Blundell R. and Lewbel A. (1997). Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *The Review of Economic and Statistics*, **79**, 527-539.
- Chung C., Dong D., Schmit T.M., Kaiser H.M., and Gould B.W. (2005). Estimation of Price Elasticities From Cross-Sectional Data, *Agribusiness*, **21**, 4, 565-584.
- Chung C. (2006). Quality bias in price elasticity, *Applied Economic Letters*, **13**, 4, 241-245.
- Colin C.A. and Pravin T.K (2005). *Microeconometrics: Methods and application*, Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Cox T.L. and Wohlgenant A.K. (1986). Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis, *American Journal of Agricultural Economics*, **68**, 908-919.
- Cragg J.G. (1971). Some Statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods, *Econometrica*, **39**, 829-844.
- Deaton A. and Muellbauer J. (1980a). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Deaton A. and Muellbauer J. (1980b). An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, **70**, 312-326.
- Deaton A. (1987). Estimation of own and cross-price Elasticities from household survey data, *Journal of Econometrics*, **36**, 7-30.
- Deaton, A. (1988). Quality, quantity, and spatial variation of price, *American Economic Review*, **78**, 418-503.
- Deaton A. (1990). Price Elasticities from survey data: Extension and Indonesian results, *Journal of Econometrics*, **44**, 281-309.
- Dong D., Shonkwiler J.S. and Capps O. (1998). Estimation of demand function using cross-sectional household data: the problem revisited, *American Journal of Agricultural Economics*, **80**, 466-73.
- Dong D. and Gould B.W. (2000). Quality versus quantity in Mexican household poultry and pork purchases, *Agribusiness: An International Journal*, **16**, 333-356.
- Gravelle H. and Rees R. (2004). *Microeconomics*, 3rd Edition, Prentice Hall, London.

- Heckman J. (1974). Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply, *Econometrica*, **42**, 4, 679-694.
- Heckman J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variable and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, **5**, 475-492.
- Heckman J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, **47**, 153-161.
- Heien D., Jarvis L.S and Perali F. (1989). Food consumption in Mexico: Demographic and economic effects, *Food Policy*, **14**, 2, 167-179.
- Heien D. and Wessells C.R. (1990). Demand systems estimation with micro data: A censored regression approach, *Journal of Business and Economic Statistics*, **8**, 365-371.
- Hogg R.V. and Tanis E.A. (2001). *Probability And Statistical Inference*, 6th edition, Pearson Education, New Jersey.
- Jonas, A., Roosen J. (2008) Demand for milk labels in Germany: organic milk, conventional brands, and retail labels. *Agribusiness*, doi:10.1002/agr.20155
- Greene W.H. (2008). *Econometric Analysis*, 6th edition, Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Gujarati D.N. (2003). *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill/Irwin Companies, Inc, New York.
- Kevork I.S and Kevork K.I (1994). Expenditure Functions and Elasticities from Household Budget Surveys: The case of zero expenditures from Income Shortage, *Essays in Honour of G.Drakatos*, Papazisis Publications, 313-337.
- Lambert R., Larue B., Yélou C. and Criner G. (2006). Fish and meat demand in Canada: Regional differences and weak separability, *Agribusiness*, **22**, 175–199.
- Maddala G.S. (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Moro D. (2001). Aggregation without separability: Composite commodity theorems in quantity-space, *Economic Letter*, **71**, 67-73.
- Nelson. J. (1991). Quality variation and quantity aggregation in consumer demand for food, *American Journal Agricultural Economics*, **73**, 1204-12.
- Nelson. J. (1994). Estimation of Food Demand Elasticities Using Hicksian Composite Commodities Assumptions, *Quarterly Journal of Business and Economics*, **33**, 3, 51-68.
- Varian H. (1992). *Microeconomic Analysis*, 3rd Edition, W.W Norton and Company, New York.

- Perali F. and Chavas J.P. (2000). Estimation of censored demand equations from large crosssection data, *American Journal of Agricultural Economics*, **82**, 1022–1037.
- Prais S. and Houthakker H. (1955). *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Theil H. (1952-1953). Qualities, Prices and Budget Enquiries, *The Review of Economic Studies*, **19**, 129-147.
- Tobin J. (1958). Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, *Econometrica*, **26**, 1, 24-36.
- Wales T.J. and Woodland A.D. (1980). Sample selectivity and estimation of labor supply functions, *International Economic Review*, **21**, 437-68.
- Κάτος Α. (2004). *Οικονομετρία, θεωρία και Εφαρμογές*, Εκδόσεις Ζυγός, Θεσσαλονίκη.
- Χάλκος Γ.Ε. (2006). *Οικονομετρία, Θεωρία και Πράξη*, Εκδόσεις Β. Γκιούρδας, Αθήνα.

Παράρτημα Α

Α.1 Υπολογισμός της εξίσωσης της αθροιστική κανονικής κατανομής

Η πιθανότητα για μηδενική δαπάνη είναι:

$$prob(E_{Ai} = 0) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2 Z_i)} \varphi(\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}; 0, \Omega) d\varepsilon_{Ei} d\varepsilon_{Vi} = \Phi(-\kappa_i) = 1 - \Phi(\kappa_i) \quad (\text{A.1})$$

αποτελεί την αθροιστική διμεταβλητή κανονική πιθανότητα, η οποία προκύπτει ως εξής:

$$\begin{aligned} Prob(E_{Ai} = 0) &= Prob(E_{Ai} < 0) = \\ &= Prob(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2 Z_i + \varepsilon_{Ei} < 0) \\ &= Prob(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i + \varepsilon_{Vi}) + a_2 Z_i + \varepsilon_{Ei} < 0) = \\ &= Prob(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i + a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei} < 0) \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

Έστω $u_i = a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei}$ το νέο σφάλμα, που κατανέμεται κανονικά με μέσο μηδέν και διακύμανση :

$$\begin{aligned} Var(u_i) &= Var(a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei}) = a_1^2 Var(\varepsilon_{Vi}) + Var(\varepsilon_{Ei}) + 2a_1 Cov(\varepsilon_{Vi}, \varepsilon_{Ei}) = \\ &= a_1^2 \sigma_v^2 + \sigma_e^2 + 2a_1 \varepsilon_{Vi} \varepsilon_{Ei} \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

Με δεδομένο ότι ο νέος διαταρακτικός όρος ακολουθεί τον κανονικό νόμο, για την μετατροπή της μη δεσμευμένης πιθανότητας $Prob(E_{Ai} = 0)$ σε τυπική κανονική η (A.2) γίνεται :

$$\begin{aligned} Prob(E_{Ai} = 0) &= Prob(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i + a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei} < 0) = \\ &= Prob(a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei} < -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i)) = \\ &= Prob(u_i < -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i)) = \\ &= Prob\left(\frac{u_i - 0}{\sqrt{Var(u_i)}} < \frac{-(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i)}{\sqrt{Var(u_i)}}\right) \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

Θέτοντας $z = \frac{u_i}{\sqrt{Var(u_i)}}$ και $\kappa_i = \frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' X_i) + a_2 Z_i}{(\sigma_e^2 + \sigma_v^2 + 2a_1 \sigma_{EV})^{1/2}}$ έχουμε,

$Pr ob(z < -\kappa_i) = \Phi(-\kappa_i)$ Οπότε και η πιθανότητα να είναι θετική η δαπάνη θα είναι $1 - \Phi(-\kappa_i) = \Phi(\kappa_i)$

A.2 Υπολογισμός της log likelihood εξίσωσης

Η διμεταβλητή κατανομή είναι η από κοινού κατανομή των δύο κανονικά κατανεμημένων μεταβλητών, με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας :

$$f(E_{A_i}, \ln V_{A_i}) = \frac{1}{2\pi\sigma_E\sigma_V\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{E_{A_i}-a_0-a_1\ln V_{A_i}-a_2Z_i}{\sigma_E}\right)^2 - 2\rho\frac{(E_{A_i}-a_0-a_1\ln V_{A_i}-a_2Z_i)(\ln V_{A_i}-\beta_0-\beta_1X_i)}{\sigma_E\sigma_V} + \left(\frac{\ln V_{A_i}-\beta_0-\beta_1X_i}{\sigma_V}\right)^2\right]} \quad (A.5)$$

Τα κατάλοιπα των δύο εξισώσεων κατανέμονται κανονικά με διακύμανση $\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_E^2 & \sigma_{EV} \\ \sigma_{EV} & \sigma_V^2 \end{pmatrix}$

και ο συντελεστή συσχέτισης μεταξύ E_{A_i} και $\ln V_{A_i}$ είναι $\rho = \frac{\sigma_{EV}}{\sigma_E\sigma_V}$

Η πυκνότητα αυτή ορίζεται όταν το ρ δεν είναι 1 ή -1, δηλαδή οι δύο μεταβλητές δεν σχετίζονται γραμμικά.

Η ορίζουσα της διακύμανσης είναι :

$$\begin{aligned} |\Omega| &= \begin{vmatrix} \sigma_E^2 & \sigma_{EV} \\ \sigma_{EV} & \sigma_V^2 \end{vmatrix} = \sigma_E^2\sigma_V^2 - \sigma_{EV}^2 = \sigma_E^2\sigma_V^2 - \rho^2\sigma_E^2\sigma_V^2 = \\ &= \sigma_E^2\sigma_V^2(1-\rho^2) \end{aligned} \quad (A.6)$$

Και η αντίστροφη μήτρα της διακύμανσης είναι:

$$\Omega^{-1} = \begin{pmatrix} \sigma_E^2 & \sigma_{EV} \\ \sigma_{EV} & \sigma_V^2 \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{\det(\Omega)} \begin{pmatrix} \sigma_V^2 & -\sigma_{EV} \\ -\sigma_{EV} & \sigma_E^2 \end{pmatrix} =$$

$$= \frac{1}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \begin{pmatrix} \sigma_V^2 & -\sigma_{EV} \\ -\sigma_{EV} & \sigma_E^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\sigma_V^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} & \frac{-\sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \\ \frac{-\sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} & \frac{\sigma_E^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \end{pmatrix} \quad (\text{A.7})$$

Έστω το $\varepsilon_i = [E_{Ai} - a_0 - a_1 \ln V_{Ai} - a_2' \mathbf{Z}_i, \ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i]'$ αποτελεί το διάνυσμα των καταλοίπων. Χρησιμοποιώντας τις παραπάνω σχέσεις υπολογίζουμε την σχέση $\varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i$ όπου είναι ένα γινόμενο τριών πινάκων, όπου το γινόμενο τους με αυτή τη σειρά θα μας δώσει ένα νούμερο σαν αποτέλεσμα.

$$\varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i = [\varepsilon_{Ei}, \varepsilon_{Vi}]' \begin{pmatrix} \frac{\sigma_V^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} & \frac{-\sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \\ \frac{-\sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} & \frac{\sigma_E^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{Ei} \\ \varepsilon_{Vi} \end{bmatrix} = \quad (\text{A.8})$$

$$= \left[\frac{\varepsilon_{Ei} \sigma_V^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} - \frac{-\varepsilon_{Vi} \sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)}, \frac{-\varepsilon_{Ei} \sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} + \frac{\varepsilon_{Vi} \sigma_E^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} \right] \begin{bmatrix} \varepsilon_{Ei} \\ \varepsilon_{Vi} \end{bmatrix} =$$

$$= \frac{\varepsilon_{Ei}^2 \sigma_V^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} - \frac{-\varepsilon_{Ei} \varepsilon_{Vi} \sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} - \frac{-\varepsilon_{Ei} \varepsilon_{Vi} \sigma_{EV}}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} + \frac{\varepsilon_{Vi}^2 \sigma_E^2}{\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1-\rho^2)} =$$

$$= \frac{1}{(1-\rho^2)} \left[\frac{\varepsilon_{Ei}^2}{\sigma_E^2} - 2\rho \frac{\varepsilon_{Ei} \varepsilon_{Vi} \sigma_E \sigma_V}{\sigma_E^2 \sigma_V^2} + \frac{\varepsilon_{Vi}^2}{\sigma_V^2} \right] =$$

$$= \frac{1}{(1-\rho^2)} \left[\frac{\varepsilon_{Ei}^2}{\sigma_E^2} - 2\rho \frac{\varepsilon_{Ei} \varepsilon_{Vi}}{\sigma_E \sigma_V} + \frac{\varepsilon_{Vi}^2}{\sigma_V^2} \right] \quad (\text{A.9})$$

Αντικαθιστώντας τα ε_{Ei} και ε_{Vi} με τις αντίστοιχες τιμές τους θα έχουμε:

$$\varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i = \frac{1}{(1-\rho)} \times \left[\left(\frac{E_{Ai} - a_0 - a_1 \ln V_{Ai} - a_2' \mathbf{Z}_i}{\sigma_E} \right)^2 - 2\rho \frac{(E_{Ai} - a_0 - a_1 \ln V_{Ai} - a_2' \mathbf{Z}_i)(\ln V_{Ai} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i)}{\sigma_E \sigma_V} + \left(\frac{\ln V_{Ai} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V} \right)^2 \right] \quad (\text{A.10})$$

Άρα από τις παραπάνω σχέσεις προκύπτει ότι η σχέση (A.5) μπορεί να γραφεί και ως:

$$f(E_{A_i}, \ln V_{A_i}) = \frac{1}{2\pi|\Omega|} e^{-\frac{1}{2}\varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i} \quad (\text{A.11})$$

Καθώς η Jacobian της μετατροπής της $[\varepsilon_{E_i}, \varepsilon_{V_i}]$ σε $[E_{A_i}, \ln V_{A_i}]$ είναι μονάδα :

$$\frac{\partial(\varepsilon_{E_i}, \varepsilon_{V_i})}{\partial(E_{A_i}, \ln V_{A_i})} = \begin{vmatrix} \frac{\partial \varepsilon_{E_i}}{\partial E_{A_i}} & \frac{\partial \varepsilon_{E_i}}{\partial \ln V_{A_i}} \\ \frac{\partial \varepsilon_{V_i}}{\partial E_{A_i}} & \frac{\partial \varepsilon_{V_i}}{\partial \ln V_{A_i}} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & -a_1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1 - 0 = 1 \quad (\text{A.12})$$

Η γενική μορφή της συνάρτησης πιθανοφάνειας με δεδομένο ότι η $\Phi(-\kappa_i) = 1 - \Phi(\kappa_i)$ είναι:

$$\begin{aligned} L(\alpha, \beta, \Omega | E_A, \ln V_A) &= \prod_{i=1}^{N'} \varphi(\varepsilon_{E_i}, \varepsilon_{V_i}; 0, \Omega) \prod_{i=N'+1}^N (1 - \Phi(\kappa_i)) = \\ &= \prod_{i=1}^{N'} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi|\Omega|}} \right)^{N'} \cdot e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N'} (\varepsilon_i - 0)' \Omega^{-1} (\varepsilon_i - 0)} \prod_{i=N'+1}^N (1 - \Phi(\kappa_i)) \end{aligned} \quad (\text{A.13})$$

Η log-likelihood θα είναι :

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^{N'} \{ \ln 1 - 0,5 \ln(2\pi|\Omega|) - \frac{1}{2} \varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i \} + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) = \\ &= \sum_{i=1}^{N'} \left\{ -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} \varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i \right\} + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

Και πιο αναλυτικά:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N'} \left\{ -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Omega| - \frac{1}{2} \varepsilon_i' \Omega^{-1} \varepsilon_i \right\} + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) =$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^{N'} \left\{ -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \left(\sigma_E^2 \sigma_V^2 (1 - \rho^2) \right) \right\} - \\
&\quad - \sum_{i=1}^{N'} \frac{1}{2(1-\rho)} \times \left[\left(\frac{E_{A_i} - a_0 - a_1 \ln V_{A_i} - a_2' \mathbf{Z}_i}{\sigma_E} \right)^2 - 2\rho \frac{(E_{A_i} - a_0 - a_1 \ln V_{A_i} - a_2' \mathbf{Z}_i)(\ln V_{A_i} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i)}{\sigma_E \sigma_V} + \left(\frac{\ln V_{A_i} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V} \right)^2 \right] + \\
&\quad + \sum_{i=N'+1}^N \ln(1 - \Phi(\kappa_i)) \tag{A.15}
\end{aligned}$$

$$\text{όπου } \kappa_i = \frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + a_2' \mathbf{Z}_i}{(\sigma_E^2 + \sigma_E^2 \sigma_V^2 + 2a_1 \sigma_{EV})^{1/2}}$$

Παράρτημα Β

Β.1 Υπολογισμός της αναμενόμενης δαπάνης

Η παρατηρούμενη δαπάνη θα είναι :

$$E_{A_i} = \begin{cases} E_{A_i}^* & \text{if } E_{A_i} > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (\text{B.1})$$

$$E_{A_i}^* = a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i + u_i \quad (\text{B.2})$$

Και $E_{A_i}^* \square N(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i, \text{Var}(u_i))$ και $u_i = a_1 \varepsilon_{Vi} + \varepsilon_{Ei}$

Καθώς οι τιμές $E_{A_i}^*$ περικόπτονται από κάτω, $E_{A_i}^* > 0$, με σημείο περικοπής το $c=0$. Η συνάρτηση πυκνότητας δεν είναι πλέον η $\varphi(E_{A_i}^*)$ αλλά $\varphi(E_{A_i}^* | E_{A_i}^* > 0)$ και η $E(E_{A_i}^* | E_{A_i}^* > 0)$

ισούται με $E(E_{A_i}^* | E_{A_i}^* > 0) = \mu_{E_{A_i}^*} + \sigma \frac{\varphi_{z_i}}{1 - \Phi_{z_i}}$ όπου $\sigma = \sqrt{\text{Var}(u_i)}$ και

$$z_i = \frac{c - \mu}{\sigma} = \frac{0 - a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i}{\sqrt{\text{Var}(u_i)}} = \frac{-a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i}{\sqrt{a_1^2 \sigma_v^2 + \sigma_e^2 + 2a_1 \varepsilon_{Vi} \varepsilon_{Ei}}} = -\kappa_i \quad (\text{B.3})$$

Από τα παραπάνω προκύπτει:

$$\begin{aligned} E(E_{A_i} | E_{A_i} > 0) &= E(E_{A_i}^* | E_{A_i}^* > 0) = \\ &= a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i + \sqrt{\text{Var}(u_i)} \frac{\varphi(-\kappa_i)}{1 - \Phi(-\kappa_i)} = \\ &= a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i + \sqrt{\text{Var}(u_i)} \frac{\varphi(\kappa_i)}{\Phi(\kappa_i)} \end{aligned} \quad (\text{B.4})$$

Έτσι η μη δεσμευμένη αναμενόμενη δαπάνη θα είναι :

$$\begin{aligned} E(E_{A_i}) &= E(E_{A_i} | E_{A_i} > 0) \cdot \text{prob}(E_{A_i} > 0) + E(E_{A_i} | E_{A_i} = 0) \cdot \text{prob}(E_{A_i} = 0) \\ &= E(E_{A_i} | E_{A_i} > 0) \cdot \Phi(\kappa_i) = \left\{ \left[a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i \right] + \sqrt{\sigma_e^2 + a_1^2 \sigma_v^2 + 2\alpha_1 \sigma_{EV}} \frac{\varphi(\kappa_i)}{\Phi(\kappa_i)} \right\} \Phi(\kappa_i) = \\ &= \left[a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i \right] \Phi(\kappa_i) + \sqrt{\sigma_e^2 + a_1^2 \sigma_v^2 + 2\alpha_1 \sigma_{EV}} \varphi(\kappa_i) \end{aligned} \quad (\text{B.5})$$

B.2 Υπολογισμός της αναμενόμενης τιμής μονάδος

Για να υπολογίσουμε την $E(\ln V_{Ai})$ πρέπει πρώτα να υπολογίσουμε τις σχέσεις $E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0)$ την $E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0)$:

$$E(\ln V_{Ai}) = E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0) \cdot \Phi(\kappa_i) + E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0) \cdot (1 - \Phi(\kappa_i)) \quad (\text{B.6})$$

$$\begin{aligned} E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0) &= E(\ln V_{Ai} | a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \varepsilon_{Vi}) + \alpha_2' Z_i + \varepsilon_{Ei} > 0) = \\ &= E(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \varepsilon_{Vi} | a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i + u_i > 0) = \\ &= E(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \varepsilon_{Vi} | u_i > -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i)) = \\ &= E(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i | u_i > -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i)) + E(\varepsilon_{Vi} | u_i > -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i)) = \\ &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + E(\varepsilon_{Vi} | u_i > -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i)) \end{aligned} \quad (\text{B.7})$$

Σύμφωνα με τον Greene (2008) όταν τα δύο κατάλοιπα ε_i, u_i έχουν διμεταβλητή κανονική κατανομή, με μέσο μηδέν και συντελεστή συσχέτισης $\rho = \frac{\sigma_{\varepsilon u}}{\sigma_u \sigma_\varepsilon}$ τότε θα ισχύει:

$$E(\varepsilon_i | u_i > -c) = \rho \cdot \sigma_\varepsilon \frac{\varphi\left(\frac{c}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{c}{\sigma_u}\right)} \quad (\text{B.8})$$

Άρα για την (B.6) θα ισχύει:

$$\begin{aligned} E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0) &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + E(\varepsilon_{Vi} | u_i > -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i)) = \\ &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \rho \sigma_v \frac{\varphi\left(\frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' Z_i}{\sigma_u}\right)} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_u \sigma_v} \sigma_v \frac{\varphi(\kappa_i)}{\Phi(\kappa_i)} = \\ &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_u} \frac{\varphi(\kappa_i)}{\Phi(\kappa_i)} \end{aligned} \quad (\text{B.9})$$

Το σ_U το έχουμε υπολογίσει το σ_{UV} θα είναι :

$$\begin{aligned}
 \sigma_{UV} &= E(u_i - 0)(\varepsilon_{V_i} - 0) = E(u_i \varepsilon_{V_i}) = \\
 &= E\left((a_1 \varepsilon_{V_i} + \varepsilon_{E_i}) \varepsilon_{V_i}\right) = E(a_1 \varepsilon_{V_i}^2 + \varepsilon_{E_i} \varepsilon_{V_i}) = \\
 &= a_1 \sigma_V^2 + \sigma_{EV}
 \end{aligned} \tag{B.10}$$

Για να υπολογίσουμε την συνάρτηση $E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0)$, σύμφωνα με τον Greene (2008) ισχύει:

$$\begin{aligned}
 E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0) &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + E\left(\varepsilon_{V_i} | u_i = -(a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' \mathbf{Z}_i)\right) = \\
 &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \rho \sigma_V \frac{-\varphi\left(\frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' \mathbf{Z}_i}{\sigma_U}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{a_0 + a_1(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \alpha_2' \mathbf{Z}_i}{\sigma_U}\right)} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \rho \sigma_V \frac{-\varphi(\kappa_i)}{1 - \Phi(\kappa_i)} = \\
 &= \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_E} \frac{-\varphi(\kappa_i)}{1 - \Phi(\kappa_i)}
 \end{aligned} \tag{B.11}$$

Χρησιμοποιώντας την (B.9) και (B.11) μπορούμε να υπολογίσουμε την (B.6) που θα είναι:

$$\begin{aligned}
 E(\ln V_{Ai}) &= E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} > 0) \cdot \Phi(\kappa_i) + E(\ln V_{Ai} | E_{Ai} = 0) \cdot (1 - \Phi(\kappa_i)) = \\
 &= \Phi(\kappa_i) \left(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_E} \frac{\varphi(\kappa_i)}{\Phi(\kappa_i)} \right) + (1 - \Phi(\kappa_i)) \left(\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_E} \frac{-\varphi(\kappa_i)}{1 - \Phi(\kappa_i)} \right) \\
 &= \Phi(\kappa_i) (\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_E} \varphi(\kappa_i) + (1 - \Phi(\kappa_i)) (\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + (1 - \Phi(\kappa_i)) \left(-\frac{\sigma_{UV}}{\sigma_U} \frac{\varphi(\kappa_i)}{1 - \Phi(\kappa_i)} \right) = \\
 &= \Phi(\kappa_i) (\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) + \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_E} \varphi(\kappa_i) + (1 - \Phi(\kappa_i)) (\beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i) - \frac{\sigma_{UV}}{\sigma_U} \varphi(\kappa_i) \Rightarrow \\
 &\Rightarrow E(\ln V_{Ai}) = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i
 \end{aligned} \tag{B.12}$$

B.3 Υπολογισμός της υπό συνθήκης δαπάνης

Για τον υπολογισμό της $E(E_{A_i} | \ln V_{A_i})$ βασιζόμαστε στην θεωρία των Hogg και Tanis (2001) για την περίπτωση που ένα ζευγάρι (X, Y) τυχαίων μεταβλητών ακολουθεί διμεταβλητή

κανονική κατανομή, με την από κοινού συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας να είναι συνεχής. Σε μία εφαρμογή όπου ισχύουν οι υποθέσεις ότι η $E(Y|X)$ είναι κανονική για κάθε X , η μέση τιμή της $E(Y|X)$ είναι μια γραμμική συνάρτηση της X και η διακύμανση της $E(Y|X)$ είναι σταθερή και δεν εξαρτάται από την τιμή X , θα ισχύει:

$$\begin{aligned} E(Y|X) &= E(Y) + \rho\sigma_y \frac{X - E(X)}{\sigma_x} = E(Y) + \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x\sigma_y} \sigma_y \frac{X - E(X)}{\sigma_x} = \\ &= E(Y) + \sigma_{xy} \frac{X - E(X)}{\sigma_x^2} \end{aligned} \quad (\text{B.13})$$

με διακύμανση:

$$\begin{aligned} \sigma_{Y|X}^2 &= E \left\{ \left(Y - E(Y) - \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X - E(X)) \right)^2 \right\} = \\ &= E \left\{ \left((Y - E(Y))^2 - 2\rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X - E(X))(Y - E(Y)) + \rho^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} (X - E(X))^2 \right) \right\} = \\ &= \sigma_y^2 - 2\rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \rho\sigma_y\sigma_x + \rho^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} \sigma_x^2 = \sigma_y^2 - 2\rho^2\sigma_y^2 + \rho^2\sigma_y^2 = \sigma_y^2(1 - \rho^2) \end{aligned} \quad (\text{B.14})$$

όπου $E(X)$ και $E(Y)$ είναι οι αναμενόμενες τιμές των X και Y , και σ_x και σ_y είναι οι τυπικές αποκλίσεις των X και Y αντίστοιχα.

Καθώς η $E(E_{A_i}|\ln V_{A_i})$ είναι κανονική για κάθε $\ln V_{A_i}$, η μέση τιμή της είναι γραμμική της $\ln V_{A_i}$, και η διακύμανση της είναι σταθερή, τότε η δεσμευμένη αναμενόμενη μέση τιμή και διακύμανση δίνεται σύμφωνα με τις (B.13) και (B.14) από τις σχέσεις:

$$E(E_{A_i}|\ln V_{A_i}) = \mu_{E_{A_i}} + \rho\sigma_{E_{A_i}} \frac{\ln V_{A_i} - \mu_{\ln V_{A_i}}}{\sigma_{\ln V_{A_i}}} \quad (\text{B.15})$$

$$\sigma_{E_{A_i}|\ln V_{A_i}} = \sigma_{E_{A_i}} \sqrt{1 - \rho^2} \quad (\text{B.16})$$

Έτσι η δεσμευμένη πιθανότητα για μηδενικές δαπάνες θα είναι :

$$\begin{aligned}
\Pr ob(E_{Ai} = 0 | \ln V_{Ai}) &= \Pr ob(E_{Ai} < 0 | \ln V_{Ai}) = \\
&= \Pr ob\left(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \rho \sigma_E \frac{\ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V} + \varepsilon_{Ei} < 0\right) = \\
&= \Pr ob\left(\frac{\varepsilon_{Ei}}{\sigma_{E_{Ai} | \ln V_{Ai}}} < \frac{-\left(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \rho \sigma_E \frac{\ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V}\right)}{\sigma_{E_{Ai} | \ln V_{Ai}}}\right) \quad (B.17)
\end{aligned}$$

Όπου $\sigma_{E_{Ai} | \ln V_{Ai}} = \sigma_{E_{Ai}} \sqrt{1 - \rho^2}$ η τυπική απόκλιση της E_{Ai} όταν η $\ln V_{Ai}$ είναι δοθείσα και

$\rho = \frac{\sigma_{EV}}{\sigma_E \sigma_V}$ όποτε η πιθανότητα θα είναι:

$$\begin{aligned}
\Pr ob\left(\frac{\varepsilon_{Ei}}{\sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}} < \frac{-\left(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \frac{\sigma_{EV}}{\sigma_E \sigma_V} \sigma_E \frac{\ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V}\right)}{\sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}}\right) &= \\
= \Pr ob\left(\frac{\varepsilon_{Ei}}{\sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}} < \frac{-\left(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \sigma_{EV} \frac{\ln V_{Ai} - \beta_0 + \beta_1' \mathbf{X}_i}{\sigma_V^2}\right)}{\sigma_E \sqrt{1 - \rho^2}}\right) &\Rightarrow \\
\Rightarrow \Pr ob(E_{Ai} = 0 | \ln V_{Ai}) = \Pr ob(Z < -\lambda_i) = \Phi(-\lambda_i) \quad (B.18)
\end{aligned}$$

Όπου $\lambda_i = \left[a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \sigma_{EV} (\ln V_{Ai} - \beta_0 - \beta_1' \mathbf{X}_i) / \sigma_V^2 \right] / \sigma_E (1 - \rho^2)^{1/2}$

Έτσι η αντίστοιχη $E(E_{Ai} | E_{Ai} > 0, \ln V_{Ai})$ θα είναι :

$$E(E_{Ai} | E_{Ai} > 0, \ln V_{Ai}) = a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + a_2' \mathbf{Z}_i + \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2} \cdot \frac{\varphi(\lambda_i)}{\Phi(\lambda_i)} \quad (B.19)$$

Και η αναμενόμενη $E(E_{Ai} | \ln V_{Ai})$ θα ισούται με :

$$\begin{aligned}
 E(E_{Ai} | \ln V_{Ai}) &= E(E_{Ai} | E_{Ai} > 0, \ln V_{Ai}) \Phi(\lambda_i) + E(E_{Ai} | E_{Ai} = 0, \ln V_{Ai}) \Phi(-\lambda_i) = \\
 &= \left(a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' Z_i + \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2} \cdot \frac{\varphi(\lambda_i)}{\Phi(\lambda_i)} \right) \Phi(\lambda_i) = \\
 &= \Phi(\lambda_i) (a_0 + a_1 \ln V_{Ai} + \alpha_2' Z_i) + \sigma_E \sqrt{1 - \rho^2} \varphi(\lambda_i)
 \end{aligned} \tag{B.20}$$