

Εισαγωγή

Με αφορμή την πραγματοποίηση εργασίας, στο μάθημα του ΠΜΣ «Οικονομικής Ανάλυσης», «Θεωρίας και Εφαρμογές Οικονομετρίας» με θέμα «Εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης οίνου στις ΗΠΑ» όπου μελετήσαμε ποιοι παράγοντες και κατά πόσο επηρεάζουν την κατανάλωση οίνου στις ΗΠΑ, προέκυψε η ιδέα για την επιλογή του θέματος της παρούσας εργασίας θέλοντας να πραγματοποιήσουμε μια αντίστοιχη ανάλυση στο χώρο της Μεσογείου.

Η παρούσα εργασία αφορά λοιπόν την εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης του οίνου σε πέντε χώρες της Μεσογείου και συγκεκριμένα στην Ελλάδα, την Κύπρο, την Ισπανία, την Πορτογαλία και την Ιταλία.

Σκοπός της εργασίας αυτής είναι να εξετάσουμε κατά πόσο επηρεάζεται η ζήτηση για οίνο από τους εξής παράγοντες: από την τιμή του οίνου, από την τιμή της μπίρας, από την τιμή των αποσταγμάτων και από το εισόδημα των πολιτών της κάθε χώρας.

Αρχικά έγινε προσπάθεια να συμπεριλάβουμε κι άλλες μεταβλητές στο υπόδειγμα μας, θέλοντας να εξετάσουμε αν υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τη ζήτηση για οίνο και κατά πόσο την επηρεάζουν. Τέτοιοι είναι για παράδειγμα οι διαφημίσεις των κρασιών και των άλλων αλκοολούχων προϊόντων, οι πολιτικές της κυβέρνησης της κάθε χώρας για την αντιμετώπιση του προβλήματος του αλκοολισμού, η προσφορά αλκοόλ στην αγορά, κ.τ.λ. Η συλλογή όμως τέτοιων στοιχείων ήταν δύσκολη εφόσον μάλιστα η εργασία μας αφορά πέντε χώρες. Αν η εργασία αυτή αφορούσε μόνο μια χώρα ίσως να μπορούσαμε να συγκεντρώσουμε στοιχεία για κάποιους από αυτούς τους παράγοντες.

Η παρούσα εργασία εντάσσεται στον ευρύτερο επιστημονικό κλάδο της Οικονομετρίας και για την εκπόνηση της γίνεται χρήση οικονομετρικών μοντέλων.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν και μας δείχνουν την κατανάλωση του οίνου συλλέχθηκαν από την επίσημη ιστοσελίδα του Παγκόσμιου Οργανισμού Υγείας (WHO World Health Organization) ενώ τα στοιχεία για τις υπόλοιπες μεταβλητές του υποδείγματός μας, συλλέχθηκαν από την επίσημη ιστοσελίδα της Ευρωπαϊκής Στατιστικής Υπηρεσίας δηλαδή από την Eurostat. Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε αυτήν την εργασία είναι 16 ετήσιες παρατηρήσεις, από το 1997 έως και το 2012, για καθεμία από τις χώρες που μελετάμε, για κάθε μια από τις μεταβλητές που συμπεριλάβαμε. Για την επεξεργασία των δεδομένων που είχαν συγκεντρωθεί έχουμε χρησιμοποιήσει το λογισμικό EViews, το οποίο αποτελεί ένα χρήσιμο οικονομετρικό εργαλείο. Με το πρόγραμμα αυτό πραγματοποιήσαμε τους απαραίτητους διαγνωστικούς ελέγχους προκειμένου να βγάλουμε χρήσιμα συμπεράσματα για την εργασία μας. Τα δεδομένα μας λοιπόν είναι panel δεδομένα. Στην αρχή κάνουμε pooled estimation και μετά χρησιμοποιούμε panel estimation methods. Δηλαδή εξ'αρχής τα έχουμε περάσει ως panel και σε αυτά κάνουμε όλους τους ελέγχους και εκτιμήσεις. Στη συνέχεια χρησιμοποιούμε και panel estimation methods (δηλ. fixed effects και random effects).

Όσον αφορά την διάρθρωση της παρούσας εργασίας, αρχικά γίνεται αναφορά στο θεωρητικό υπόβαθρό της και συγκεκριμένα δηλαδή στην συνάρτηση ζήτησης ενός αγαθού. Στο δεύτερο μέρος γράφουμε για την βιβλιογραφία την σχετική με την συνάρτηση ζήτησης για οίνο αλλά και για αλκοόλ γενικότερα. Στο τρίτο μέρος αναφερόμαστε στα δεδομένα που χρησιμοποιήσαμε ενώ στο τέταρτο μέρος παρουσιάζουμε την εκτίμηση της συνάρτησης ζήτησης όπως αυτή προέκυψε από την επεξεργασία των δεδομένων με το EViews καθώς και τους απαραίτητους διαγνωστικούς ελέγχους. Καταλήγοντας στο πέμπτο μέρος γράφουμε τα συμπεράσματα της εργασίας αυτής.

1.Οικονομική Θεωρία

Η σχέση της συνολικής ζήτησης για ένα προϊόν και των παραγόντων που την προσδιορίζουν αναφέρεται ως συνάρτηση της ζήτησης (demand function) και μπορεί να δειχθεί και ως μαθηματική εξίσωση, η γενική μορφή της οποίας είναι η ακόλουθη:

$$\Pi = \varphi(T\pi, K\Pi, T\nu_1, T\nu_3\dots T\nu_n, T\sigma_1\dots T\sigma_n, Y, \Delta Y, T\alpha\pi, A)$$

Δηλαδή η ζητούμενη ποσότητα ενός προϊόντος (Π), είναι συνάρτηση (φ):

- της τιμής του εν λόγω προϊόντος ($T\pi$)
- των καταναλωτικών προτιμήσεων ($K\Pi$)
- των τιμών των διαφόρων υποκατάστατων του προϊόντων ($T\nu_1\dots T\nu_n$)
- των τιμών των διαφόρων συμπληρωματικών προϊόντων ($T\sigma_1\dots T\sigma_n$)
- τα εισοδήματα των καταναλωτών (Y)
- της διανομής του εισοδήματος μεταξύ των καταναλωτών (ΔY)
- της αναμενόμενης τιμής του ζητούμενου προϊόντος σε κάποια μελλοντική περίοδο ($T\alpha\pi$) και
- των προσδοκιών (αισιόδοξες/απαισιόδοξες) για την εξέλιξη των εισοδημάτων στο μέλλον (A)

Η πραγματική εκτίμηση μια τέτοιας συνάρτησης δεν είναι τόσο εύκολη, γιατί ορισμένα από τα αριθμητικά στοιχεία που χρειάζονται είναι δύσκολο να συγκεντρωθούν.

Για παράδειγμα, στην παραπάνω διατύπωση θα ήταν πολύ δύσκολο να συγκεντρωθούν στοιχεία για τις τιμές όλων των υποκατάστατων προϊόντων ή για τη διανομή του εισοδήματος των καταναλωτών.

Έτσι γίνονται εκτιμήσεις συναρτήσεων ζήτησης με βάση ορισμένες απλοποιήσεις.

Δηλαδή συνήθως χρησιμοποιείται η συνάρτηση:

$$\Pi = \alpha - \beta T$$

όπου α και β δύο παράμετροι που μπορούν να εκτιμηθούν οικονομετρικά με ανάλυση παλινδρόμησης.

Παράδειγμα:

Αν $\alpha = 200.000$ και $\beta = 300$ η εξίσωση θα έχει τη μορφή:

$$\Pi = 200.000 - 300T$$

κι αν η τιμή ισούται με 50€, τότε:

$$\Pi = 200.000 - (300 * 50) = 185.000$$

Προσδιοριστικοί Παράγοντες Ζήτησης (factors affecting demand)

Η ζήτηση για ένα προϊόν, δηλαδή η σχέση μεταξύ της τιμής του και της ζητούμενης ποσότητας, προσδιορίζεται από τους ακόλουθους παράγοντες:

1. Προτιμήσεις των καταναλωτών για το προϊόν
2. Εισόδημα των καταναλωτών
3. Τιμές των άλλων προϊόντων
4. Προσδοκίες των καταναλωτών
5. Αριθμός αγοραστών
6. Άλλοι παράγοντες

1) Προτιμήσεις των καταναλωτών για το προϊόν

Οι προτιμήσεις των καταναλωτών διαμορφώνονται από:

- τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των καταναλωτών
- το περιβάλλον μέσα στο οποίο ζουν
- τη διαφήμιση και τις άλλες μεθόδους προώθησης των προϊόντων
- την ποιότητα του προϊόντος
- τα χαρακτηριστικά του
- τον αριθμό και την τοποθεσία των σημείων πώλησης του
- την παροχή συνοδευτικών υπηρεσιών για το προϊόν (π.χ. επισκευές, εγγυήσεις) κ.α

2) Εισόδημα των καταναλωτών

Όταν αυξάνεται το εισόδημα ενός νοικοκυριού, αυξάνεται και η ζήτηση του για τα διάφορα προϊόντα, εκτός από εκείνα που θεωρούνται από αυτό ως κατώτερα (interior goods).

Όταν εξετάζεται η συνολική ζήτηση για ένα προϊόν στην αγορά, διαπιστώνεται ότι μια αύξηση των οικογενειακών εισοδημάτων προκαλεί αύξηση της ζήτησης, ενώ μια μείωση των εισοδημάτων έχει το αντίθετο αποτέλεσμα.

Αυτό σημαίνει ότι συνήθως μια αύξηση του εισοδήματος των νοικοκυριών έχει ως συνέπεια τη μετακίνηση της καμπύλης της ζήτησης για τα διάφορα προϊόντα προς τα δεξιά ενώ μια μείωση του, τη μετακίνηση της προς τα αριστερά.

3) Τιμές των υποκατάστατων / συμπληρωματικών προϊόντων

Η ζήτηση για ένα προϊόν επηρεάζεται και από τις τιμές των υποκατάστατων προϊόντων που σχετίζονται με αυτό. Αν ένα προϊόν X μπορεί να υποκατασταθεί από άλλα και η τιμή αυτών μεταβληθεί, η μεταβολή αυτή θα επηρεάσει τη ζήτηση για το X.

Παράδειγμα:

Αν αυξηθεί η τιμή του κρέατος θα αυξηθεί η ζήτηση για ψάρι, καθώς ορισμένα τουλάχιστον νοικοκυριά θα αντικαταστήσουν το κρέας με ψάρι.

Γενικά όταν δύο αγαθά είναι **υποκατάστατα** (substitutes), δηλαδή το ένα μπορεί να υποκαταστήσει το άλλο, και μεταβληθεί η τιμή του ενός, η ζήτηση για το άλλο μεταβάλλεται προς την ίδια κατεύθυνση.

Δύο αγαθά μπορεί όμως αντί να είναι μεταξύ τους υποκατάστατα να είναι **συμπληρωματικά** (complements), δηλαδή να τείνουν να χρησιμοποιούνται μαζί, όπως λόγου χάρη το αυτοκίνητο και η βενζίνη. Και πάλι η ζήτηση για το ένα αγαθό μεταβάλλεται όταν μεταβληθεί η τιμή του συμπληρωματικού του.

Παράδειγμα:

Αν μειωθεί η τιμή των αυτοκινήτων και αυξηθεί ο αριθμός τους, θα αυξηθεί και η συνολική ζήτηση για βενζίνη.

Όταν πρόκειται για συμπληρωματικά αγαθά και μεταβληθεί η τιμή του ενός, η ζήτηση του άλλου μεταβάλλεται προς την αντίθετη κατεύθυνση.

4) Προσδοκίες των καταναλωτών

Η ζήτηση των καταναλωτών για διάφορα προϊόντα εξαρτάται και από τις

προσδοκίες τους σχετικά με τα εισοδήματα τους και τις τιμές των προϊόντων στο μέλλον.

Παράδειγμα:

Αν ένα νοικοκυριό περιμένει αύξηση στο εισόδημα του ή στις τιμές των προϊόντων είναι πολύ πιθανό να αυξήσει την σημερινή του ζήτηση για τα προϊόντα αυτά. Το αντίθετο θα συμβεί στη ζήτηση, αν οι καταναλωτές περιμένουν μείωση των εισοδημάτων ή των τιμών των προϊόντων.

5) Αριθμός των αγοραστών

Η συνολική ζήτηση για ένα προϊόν στην αγορά εξαρτάται και από τον αριθμό των αγοραστών.

Παράδειγμα:

Αν υπάρξει μια βελτίωση στα μεταφορικά μέσα που ευνοεί μια περιοχή ή αν αυξηθεί ο πληθυσμός της, η ζήτηση στην αγορά της περιοχής για τα διάφορα προϊόντα θα αυξηθεί. Το αντίθετο θα συμβεί αν μειωθεί ο πληθυσμός της περιοχής.

6) Άλλοι παράγοντες

Η ζήτηση επηρεάζεται και από παράγοντες όπως οι καιρικές συνθήκες (π.χ. σε περιοχές που βρέχει πολύ ζητούνται πολλά αδιάβροχα και ομπρέλες), η κυβερνητική πολιτική (π.χ. αν η κυβέρνηση προωθεί τη διάδοση της χρήσης ηλεκτρονικών υπολογιστών ενθαρρύνεται η αγορά τους) κ.ά.

2.Βιβλιογραφική ανασκόπηση

Μελετώντας διάφορες έρευνες σχετικές με τους παράγοντες που επηρεάζουν την ζήτηση για οίνο αλλά και για αλκοόλ γενικότερα εντοπίσαμε ότι μελέτες αυστραλιανών επιστημονικών περιοδικών είναι αυτές που συναντάει συχνότερα ο εκάστοτε ερευνητής για το εν λόγω θέμα και για αυτό αρχικά αξίζει να σταθούμε σε μερικές από αυτές.

Ο Gallet (2007)¹ αναφέρει αρχικά πως πολυάριθμες μελέτες έχουν υπολογίσει ελαστικότητες της ζήτησης αλκοόλ χρησιμοποιώντας διαφορετικές διαδικασίες και πως εξαιτίας των εκτεταμένων διαφορών στις εκτιμήσεις της ζήτησης, είναι δύσκολο να συντεθεί η βιβλιογραφία σε ένα συνεκτικό νόημα. Όπως γράφει λοιπόν η μελέτη του βελτιώνει την κατανόησή για τη ζήτηση αλκοόλ από την αναφορά των αποτελεσμάτων από μια μετα-ανάλυση 132 μελετών. Συγκεκριμένα, παλινδρομώντας τις εκτιμώμενες ελαστικότητες των τιμών, του εισοδήματος και της διαφήμισης του αλκοόλ για τις μεταβλητές που υπολογίζονται για τα χαρακτηριστικά της μελέτης, βρίσκονται ελαστικότητες αλκοόλ που είναι ιδιαίτερα ευαίσθητες στις προδιαγραφές ζήτησης, σε ζητήματα δεδομένων και στις διάφορες μεθόδους εκτίμησης. Επιπλέον, σε σύγκριση με άλλα αλκοολούχα ποτά, οι ελαστικότητες της μύρας τείνουν να είναι πιο ανελαστικές. Αφού μελέτησε 132 μελέτες της ζήτησης αλκοόλης, θεωρεί ότι τα αποτελέσματα της μετα-ανάλυσης είναι χρήσιμα από πολλές απόψεις. Πρώτον, δεδομένου ότι εντοπίζεται ότι οι εκτιμήσεις ελαστικότητας είναι ευαίσθητες σε μία ποικιλία παραγόντων, έχει κερδηθεί μια καλύτερη κατανόηση των αποχρώσεων της ζήτησης αλκοόλης. Επίσης τα αποτελέσματά της έρευνας αυτής υπογραμμίζουν τη σημασία της λογιστικής για τα διάφορα χαρακτηριστικά της ζήτησης αλκοόλ κατά τη χάραξη των πολιτικών.

¹ Craig A. Gallet, (2007), The demand for alcohol: a meta-analysis of elasticities, The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics

Ο Jammie H. Penm (1988)² αναφέρεται σε ένα πιο εξειδικευμένο θέμα και μας παρουσιάζει μια έρευνα για την ζήτηση της μύρας αναλόγως αν πρόκειται για εμφιαλωμένη, για μύρα σε μεταλλικό κουτί ή μύρα χύμα. Η εργασία αυτή διερευνά τις δυνατότητες υποκατάστασης για την κατανάλωση της εμφιαλωμένης μύρας, της μύρας σε μεταλλικό κουτί και της χύμα μύρας. Η ανταπόκριση στη ζήτηση για μύρα σε διαφορετικά δοχεία σε σχέση με τις μεταβολές των τιμών μύρας μπορεί να χρησιμοποιηθεί όχι μόνο για πολιτικές τιμολόγησης της μύρας, αλλά και για την πολιτική τιμολόγησης και παραγωγής για δοχεία μύρας . Για παράδειγμα, στην περίπτωση της υποκατάστασης μεταξύ εμφιαλωμένης μύρας και μύρας σε μεταλλικό κουτί , η αύξηση της τιμής της εμφιαλωμένης μύρας θα μετέφερε τη ζήτηση από εμφιαλωμένη μύρα σε κονσέρβα μύρα και, κατά συνέπεια, θα προκαλούσε μια αύξηση της ζήτησης για μεταλλικά κουτιά μύρας . Ωστόσο, η ανάλυση αυτών των πολιτικών είναι εκτός του πεδίου εφαρμογής της παρούσας μελέτης .

Καθώς δεν υπάρχουν παρόμοιες μελέτες που να είναι διαθέσιμες για σύγκριση, τα αποτελέσματα της εκτίμησης δείχνουν ότι η επίδραση της συσκευασίας μύρας είναι σημαντική στην κατανάλωση μύρας . Η κατανάλωση μύρας σε κονσέρβα έχει βρεθεί να είναι σχετικά ευαίσθητη σε μεταβολές του εισοδήματος και της τιμής του εν λόγω προϊόντος , ενώ η χύμα μύρα είναι η λιγότερο ευαίσθητη από την ομάδα της μύρας . Η υποκατάσταση μεταξύ εμφιαλωμένης μύρας και μύρας σε μεταλλικό κουτί είναι η ισχυρότερη όταν η συνολική ζήτηση μύρας διατηρείται σταθερή . Ωστόσο , όταν η συνολική ζήτηση μύρας επιτρέπεται να αλλάξει , η υποκατάσταση μεταξύ τους γίνεται πιο αδύναμη από ότι μεταξύ της εμφιαλωμένης μύρας και της μύρας χύμα . Η μύρα σε μεταλλικό κουτί

² Jammie H. Penm, (1988) An Econometric Study of the Demand for Bottled, Canned and Bulk Beer, Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics, Canberra, ACT 2601

και η μύρα χύμα εκτιμάται ότι θα είναι συμπληρωματικές λόγω αμελητέου όρου υποκατάστασης . Τέλος , κάθε μύρα είναι ένα υποκατάστατο για όλα τα άλλα εμπορεύματα .

Ο James Forgy (2010), με την σειρά του κάνει μια έρευνα³ της βιβλιογραφίας της ζήτησης για αλκοόλ Η ζήτηση για τη βιβλιογραφία του αλκοόλ είναι τεράστια και πολλές αντικρουόμενες πληροφορίες σχετικά με τη φύση της ζήτησης για τα αλκοολούχα ποτά έχουν δημοσιευθεί. Η εργασία του παρουσιάζει μια επισκόπηση της βιβλιογραφίας, και στη συνέχεια χρησιμοποιεί την τεχνική της ανάλυσης μετα-παλινδρόμησης για τη δημιουργία γνώσεων σχετικά με τη φύση της ζήτησης για μύρα, κρασί και οινοπνευματώδη ποτά. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες μετα-παλινδρόμησης της ζήτησης για αλκοολούχα ποτά η μελέτη αυτή ρυθμίζει την ακρίβεια κάθε εκτίμησης ελαστικότητας . Η ανάλυση που παρουσιάζεται δείχνει ότι οι αναφερόμενες εκτιμήσεις ελαστικότητας θα είναι επηρεασμένες από παράγοντες όπως η τεχνική της εκτίμησης, η συχνότητα των δεδομένων και η υπό εξέταση χρονική περίοδος. Σε σχέση με το χρόνο, τα ευρήματα υποδεικνύουν ότι η ζήτηση για αλκοολούχα ποτά έχει γίνει λιγότερο ανελαστική από τα μέσα της δεκαετίας του 1950 και ότι η εισοδηματική ελαστικότητα έχει μειωθεί από τα μέσα της δεκαετίας του 1960. Η ανάλυση έδειξε επίσης υποστήριξη για την ιδέα ότι το αλκοόλ ως μια ομάδα των βασικών προϊόντων είναι μια αναγκαιότητα, και ότι οι καταναλωτές ανταποκρίνονται σε εκπτώσεις τιμών με αποθεματική συμπεριφορά και όχι με πραγματική συμπεριφορά υποκατάστασης. Μικρή υποστήριξη βρίσκεται για την ιδέα ότι η ζήτηση για αλκοολούχα ποτά διαφέρει ουσιαστικά από χώρα σε χώρα, αν και το κρασί μπορεί να αποτελεί εξαίρεση.

³ James Fogarty, (2010),The demand for beer, wine and spirits: a survey of the literature, University of Western Australia, Agricultural and Resource Economics

Οι K. W. Clements και S. Selvanathan (1991)⁴ παρουσιάζουν μια ανάλυση των προτύπων κατανάλωσης μύρας, κρασιού και οινοπνευματωδών ποτών για την Αυστραλία με βάση τα στοιχεία για την περίοδο 1955/56-1985/86. Τα ευρήματα ήταν ότι (i) η μύρα και το κρασί ήταν απαραίτητα και τα οινοπνευματώδη ποτά μια ισχυρή πολυτέλεια (ii) η μύρα και τα οινοπνευματώδη ποτά είναι ειδικά συμπληρωματικά και (iii) οι υποθέσεις ομοιογένειας και συμμετρίας είναι αποδεκτές. Η προτίμηση για κατανάλωση κρασιού φαίνεται να είναι ανεξάρτητη της προτίμησης για την μύρα και τα οινοπνευματώδη ποτά.

Σε μια άλλη εργασία⁵ της S. Selvanathan και του E.A. Selvanathan (2009) παρουσιάστηκε για πρώτη φορά η τάση στην κατανάλωση αλκοόλ κατά τη διάρκεια του 1960-2007 στην Αυστραλία και τέθηκε σε σύγκριση με εκείνη του Καναδά, του Ηνωμένου Βασιλείου και των ΗΠΑ. Εκτιμήθηκαν τότε οι εξισώσεις της ζήτησης για μύρα, κρασί και αλκοολούχα ποτά χρησιμοποιώντας Αυστραλιανά στοιχεία για τα έτη 1955-2005 για να διερευνηθούν οι λόγοι για τη θετική ανάπτυξη στον τομέα του οίνου και των αλκοολούχων ποτών και για την μείωση της κατανάλωσης μύρας. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης των εξισώσεων της ζήτησης αποκαλύπτουν ότι οι ελαστικότητες εισοδήματος για μύρα, κρασί και οινοπνευματώδη ποτά είναι 0.78, 0.82 και 1.92 αντίστοιχα, υποδηλώνοντας ότι η μύρα και το κρασί είναι απαραίτητα και τα αλκοολούχα ποτά είναι μια πολυτέλεια. Οι ελαστικότητες τιμής της μύρας, του κρασιού και των οινοπνευματωδών ποτών είναι -0,2, -0,5 και -0,6, αντίστοιχα, υποδηλώνοντας ότι η ζήτηση για αυτά τα τρία ποτά είναι ανελαστική στις τιμές.

⁴ K. W. Clements και S. Selvanathan, (1991), The economic determinants of alcohol consumption, Economic Research Centre, The University of Western Australia; School of Commerce and Administration, Griffith University

⁵ E.A. Selvanathan και Saroja Selvanathan, (2009), An Econometric Analysis of Wine Consumption in Australia

Περαιτέρω έρευνα της αλλαγής στην κατανάλωση μπίρας, κρασιού και οινοπνευματωδών αποκαλύπτει ότι η έντονη στροφή στις προτιμήσεις των καταναλωτών προς κρασί και οινοπνευματώδη ποτά και κατά της μπίρας είναι οι λόγοι για τη θετική ανάπτυξη σε κρασί και οινοπνευματώδη ποτά, και πτώση στην κατανάλωση μπίρας. Το εισόδημα παίζει επίσης σημαντικό θετικό ρόλο στην αλλαγή της κατανάλωσης και των τριών ποτών, αλλά σε ένα σχεδόν ίσο ποσοστό.

Προσομοίωση της κατανάλωσης αλκοόλ αποκαλύπτει ότι:

(α) Σε περίπτωση που η συνολική κατανάλωση αλκοόλ παρέμενε στο επίπεδο του 1955, τότε θα έχει προκαλέσει το εξής: η κατανάλωση μπίρας θα ήταν κατά 21% χαμηλότερη, η κατανάλωση κρασιού κατά 22% χαμηλότερη και η κατανάλωση αλκοολούχων ποτών κατά 5% χαμηλότερη από ό,τι θα ήταν διαφορετικά.

(β) Αν δεν υπάρχει αλλαγή στις προτιμήσεις των καταναλωτών, η κατανάλωση μπίρας θα ήταν κατά 39% υψηλότερη, κρασιού κατά 62% χαμηλότερη και αλκοολούχων ποτών κατά 33% υψηλότερη από την τρέχουσα κατανάλωση.

Ο Mohammed O. Haque (1990)⁶ μεταξύ άλλων αναφέρει ότι οι μπίρες, τα κρασιά και τα οινοπνευματώδη ποτά διαφέρουν στην τιμή, την περιεκτικότητα σε αλκοόλ, το χρώμα, τη γεύση και την οσμή και ότι αυτά επηρεάζουν τη ζήτηση της αγοράς. Στην έρευνα του παρέχει μια επισκόπηση των καταναλωτικών προτύπων μερικών ευρείας έννοιας ειδών αλκοόλ στην Αυστραλία, χρησιμοποιώντας δεδομένα από μια μεγάλη έρευνα των δαπανών των νοικοκυριών. Οι ελαστικότητες των συνολικών δαπανών για τα διάφορα προϊόντα από αλκοόλ υπολογίζονται από μια νέα συνάρτηση Engel η οποία μπορεί να ονομάζεται η διπλή ημι-λογαριθμική

⁶ Mohammed O. Haque, (1990), The demand for alcohol in Australia, Evaluation and Statistical Services Section, Road Traffic Authority, Victoria, Australia

Engel συνάρτηση. Η μύρα είχε τη χαμηλότερη ελαστικότητα, ενώ οι τιμές για το κρασί και τα οινοπνευματώδη ποτά ήταν πολύ υψηλότερες, τοποθετώντας τα στην κατηγορία «πολυτελείας». Οι ποσοστιαίες μεταβολές της ζήτησης λόγω των αλλαγών στο σύνολο των δαπανών και των συνολικών ανισοτήτων των δαπανών υπολογίστηκαν επίσης. Έδειξαν ότι οι κατά κεφαλήν αλλαγές της ζήτησης για μύρα και για κρασί ήταν ανακριβείς εκτός και αν θεωρήσουμε κατανομή του εισοδήματος. Αυτή η τεχνική μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί για να προσδιοριστεί το επίπεδο της καταναλωτικής ζήτησης για διάφορα είδη αλκοόλης.

Η δύναμη της επίδρασης των τιμών στην κατανάλωση αλκοόλ είναι σημαντική για τον προσδιορισμό των δυνητικών επιπτώσεων που οι φόροι για το αλκοόλ έχουν στην κατανάλωση του και, ως εκ τούτου, για τα προβλήματα που σχετίζονται με το αλκοόλ. Αυτή η σχέση τιμής-κατανάλωσης ερευνήθηκε⁷ για τη Νέα Ζηλανδία από τους Hildegard C. Wette, Jia-Fang Zhang, Richard J. Berg & Sally Casswell (1993). Χρησιμοποιήθηκε ανάλυση πολλαπλής παλινδρόμησης με την χρησιμοποίηση συνολικής τετραμηνίας κατανάλωσης και στοιχεία για τις τιμές από 1983 έως 1991. Οι ελαστικότητες των τιμών της κατανάλωσης αλκοόλ εκτιμάται ότι ήταν - 1.1, - 1.1, 0, -2.0 για την μύρα, το κρασί, τα οινοπνευματώδη ποτά, και για την απόλυτη (συνολική) κατανάλωση αλκοόλ, αντίστοιχα. Αυτές οι εκτιμήσεις ελαστικότητας και ο βαθμός στον οποίο οι τιμές εξηγούν τις καταναλωτικές τάσεις στις εξισώσεις παλινδρόμησης, δείχνουν ότι η τιμή είχε μια ισχυρή επίδραση στην κατανάλωση αλκοόλ στη Νέα Ζηλανδία κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Έτσι, η τρέχουσα πολιτική φορολόγησης, στην οποία ο φόρος κατανάλωσης προκύπτει σε συνάρτηση με τον πληθωρισμό, θεωρείται ένα χρήσιμο

⁷ Hildegard C. Wette, Jia-Fang Zhang, Richard J. Berg & Sally Casswell, (1993), The effect of prices on alcohol consumption in New Zealand 1983-1991, Alcohol and Public Health Research Unit, and Department of Economics, University of Auckland, New Zealand

εργαλείο για την πρόληψη της αύξησης της κατανάλωσης αλκοόλ και των προβλημάτων που σχετίζονται με το αλκοόλ.

Παρακάτω συναντούμε μια έρευνα⁸ που αναφέρεται όχι στο πώς οι τιμές του οίνου επηρεάζουν την κατανάλωσή του, αλλά πώς επηρεάζεται η ποιότητα του οίνου και οι τιμές του. Οι Gregory V. Jones , Karl-Heinz Storchmann, (2001) περιγράφουν την οικονομετρική εκτίμηση των τιμών της αγοράς κρασιού για 21 από τα Crus Classes chateaux στην περιοχή Μπορντό της Γαλλίας. Το μοντέλο που αναπτύχθηκε στην ανάλυση επιχειρεί να προσδιορίσει τη σχέση μεταξύ των παραγόντων που επηρεάζουν την ποιότητα του οίνου και εκείνων που επηρεάζουν τις τιμές του οίνου. Χαρακτηριστικά των μοντέλων είναι τα εξής: (1) το κλίμα επηρεάζει την σύσταση των σταφυλιών (τα επίπεδα οξέως και σακχάρων), (2) η σύσταση των σταφυλιών επηρεάζει τις τιμές της αγοράς, (3) οι επιπτώσεις των υποκειμενικών αξιολογήσεων ποιότητας (Parker-μονάδες) στις τιμές της αγοράς, και (4) οι επιδράσεις της ηλικίας του οίνου στις τιμές της αγοράς.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τα κρασιά που κυριαρχεί στη σύνθεση τους το Merlot είναι πιο ευαίσθητα στο κλίμα σε σχέση με αυτά που κυριαρχεί στη σύνθεση τους το Cabernet Sauvignon. Συνολικά τα ζεστά, ξηρά καλοκαίρια έχουν σαν αποτέλεσμα κρασί με υψηλά επίπεδα σακχάρου και οξέως που με την σειρά τους οδηγούν σε οίνους ανώτερης ποιότητας.

Η υψηλή ευαισθησία της αγοράς οίνου στο σύστημα αξιολόγησης Parker-point καταδεικνύει ότι οίνοι με κυριαρχία στη σύσταση τους από Cabernet-Sauvignon έχουν υψηλή εξάρτηση σε εξωτερικές αξιολογήσεις ενώ οίνοι με κυριαρχία στη σύσταση τους από Merlot έχουν μειωμένη

⁸ Gregory V. Jones^a - Karl-Heinz Storchmann^{b,c} , (2001), Wine market prices and investment under uncertainty: an econometric model for Bordeaux Crus Classes, ^a Geography Department, Southern Oregon University, 1250 Siskiyou Blvd., Ashland, OR, USA, ^bRhine-Westphalian Institute for Economic Research, Essen, Germany, ^cEconomics Department, Yale University, New Haven, CZ USA

ευαισθησία σε αξιολογήσεις. Επιπλέον, τα Chateaux που έχουν παρουσιάσει υψηλές βαθμολογίες για τις τελευταίες χρονιές εμφανίζουν μεγάλη ευαισθησία στις αξιολογήσεις για τις τρέχουσες χρονιές.

Η παλαίωση έχει θετική επίδραση στην τιμολόγηση του οίνου Μπορντό. Αυτό οφείλεται στην αυξανόμενη ωριμότητα καθώς και στην αυξανόμενη απόλυτη έλλειψη. Απόλυτη έλλειψη του προϊόντος εκφράζεται από το μέγεθος των ιδιοκτησιών, με μικρές ιδιοκτησίες να παράγουν λιγότερο οίνο εκλεκτής ποιότητας και ως εκ τούτου να διαθέτουν λιγότερο στην αγορά. Επιπλέον, τα κρασιά τα κυριαρχούμενα από Merlot εμφανίζουν μια δυναμική ωρίμανσης και το κέρδος από την παλαίωση είναι περισσότερο σε σχέση με τα κρασιά τα κυριαρχούμενα από Cabernet Sauvignon.

Ο μέσος όρος πραγματικού ετήσιου κέρδους για το chateau κυμαίνεται από 1-10%. Τα υψηλά επίπεδα ωρίμανσης σταφυλιών, η απόλυτη έλλειψη, και οι μικρότερες ιδιοκτησίες που κυριαρχούνται από Merlot στη σύστασή τους οδηγούν σε υψηλότερα κέρδη. Οι προβλέψεις για ένα πεπαλαιωμένο κρασί που δεν βρίσκεται ακόμη στην αγορά δείχνουν ότι αυτό του 1995 είναι καλύτερο από του 1994, τόσο για τα κρασιά τα κυριαρχούμενα από Cabernet Sauvignon όσο και από Merlot, αλλά και ότι αυτά του 1996 και του 1997 δεν είναι τόσο καλά όσο του 1995, ειδικά για αυτά τα κρασιά που κυριαρχεί το Merlot στην σύστασή τους.

Ο Peter Lundborg (2002)⁹ προσπάθησε να αναλύσει τους παράγοντες που επηρεάζουν τη συμπεριφορά κατανάλωσης αλκοόλ των νέων στη Σουηδία στο πλαίσιο ενός οικονομικό-θεωρητικού πλαισίου. Το έγγραφο επικεντρώνεται κυρίως στις επιπτώσεις του (α) να έχει κάποιος γονείς που επιθυμούν να προμηθεύονται αλκοόλ, (β) να ζει σε μονογονεϊκή οικογένεια, (γ) να έχει γονείς που είναι σήμερα άνεργοι και (δ) να έχει λάβει μια

⁹ Peter Lundborg, (2002), Young people and alcohol: an econometric analysis, Lund University Centre for Health Economics (LUCHE), Department of Economics, and Department of Community Medicine, Lund University, Sweden

ενημέρωση-εκπαίδευση σχετικά με το αλκοόλ, τα ναρκωτικά και τον καπνό. Μια αντιπροσωπευτικού δείγματος έρευνα σε 833 άτομα ηλικίας 12-18 χρόνων χρησιμοποιήθηκε για να αναλυθούν τα αποτελέσματα των παραπάνω μεταβλητών για τη συμμετοχή στην κατανάλωση αλκοόλ, για την συχνότητα της κατανάλωσης, για την ένταση της κατανάλωσης οινοπνεύματος και της ευκαιριακής άμετρης κατανάλωσης. Χωριστές αναλύσεις διεξήχθησαν για την μύρα, το κρασί και τα οινοπνευματώδη ποτά. Ελήφθη μέριμνα για τη χρήση κατάλληλων οικονομετρικών μεθόδων για τις ερωτήσεις που τέθηκαν (αρνητική διωνυμική παλινδρόμηση, παλινδρόμηση censored και ακέραια παλινδρόμηση). Τα ευρήματα αυτής της έρευνας είναι τα εξής: το να έχει κάποιος γονείς που επιθυμούν να προμηθεύονται αλκοόλ αύξησε την συχνότητα της κατανάλωσης ($P < 0.05$) της μύρας, του κρασιού και των οινοπνευματωδών ποτών, την ένταση της κατανάλωσης ($P < 0,05$) του οίνου, των αλκοολούχων ποτών και του παράνομου αλκοόλ, και αύξησε τις πιθανότητες ($P < 0.10$) της ευκαιριακής άμετρης κατανάλωσης και της συμμετοχής σε κατανάλωση αλκοόλ ($P < 0.05$). Δεν έχουν παρατηρηθεί επιδράσεις από τη διαβίωση σε μονογονεϊκή οικογένεια. Το να έχει κάποιος λάβει εκπαίδευση σχετικά με το αλκοόλ, τα ναρκωτικά και τον καπνό είχε αρνητική συσχέτιση μόνο με την ένταση ($P < 0.10$) της κατανάλωσης μύρας. Το να έχει κάποιος έναν πατέρα που ήταν την τρέχουσα περίοδο άνεργος συσχετίστηκε με μια αυξημένη ($P < 0.05$) πιθανότητα ευκαιριακής άμετρης κατανάλωσης, αλλά με μειωμένη ($P < 0,05$) συχνότητα κατανάλωσης κρασιού. Συμπεραίνεται λοιπόν ότι η θετική επίδραση του να έχει κάποιος γονείς που επιθυμούν να προμηθεύονται αλκοόλ θα μπορούσε να αντικατοπτρίζει το γεγονός ότι τα άτομα αυτά αντιμετωπίζουν χαμηλότερο κόστος απόκτησης αλκοολούχων ποτών ή χαμηλότερο ψυχολογικό «κόστος»-εμπόδιο στο να καταναλώσουν αλκοόλ. Θα μπορούσε επίσης να αντανακλά την επίδραση των τιμών, αν το άτομο λαμβάνει το αλκοόλ δωρεάν από τους γονείς του.

Οι William C. Kerr, Meenakshi Subbaraman & Yu Ye (2011)¹⁰ ερευνούν την σχέση μεταξύ της κατά κεφαλήν κατανάλωσης αλκοόλ και του ποσοστού αυτοκτονιών η οποία και έχει βρεθεί να διαφέρει ως προς τη σημασία και το μέγεθος από χώρα σε χώρα. Η μελέτη αυτή χρησιμοποιεί ένα πάνελ των μετρήσεων χρονοσειρών από τις πολιτείες των ΗΠΑ για τον υπολογισμό των επιπτώσεων των μεταβολών στις τρέχουσες και στις έμμεσες πωλήσεις αλκοόλ στον κίνδυνο θνησιμότητας αυτοκτονίας.

Για την συγγραφή της μελέτης αυτής πραγματοποιήθηκε μια γενικευμένη εκτίμηση ελαχίστων τετραγώνων όπου χρησιμοποιούνται δεδομένα 53 ετών από 48 πολιτείες των ΗΠΑ ή ομάδες πολιτειών για να εκτιμηθεί η σχέση μεταξύ της συνολικής κατανάλωσης αλκοόλ και της επιμέρους κατανάλωσης κάθε είδους ποτού και των ηλικιακά-τυποποιημένων ποσοστών θνησιμότητας από αυτοκτονίες σε πρώτο-διαφοροποιημένα ημι-συνδεδεμένα μοντέλα. Τα αποτελέσματα της έρευνας είναι τα παρακάτω: Ένα επιπλέον λίτρο αιθανόλης από το σύνολο των πωλήσεων αλκοόλης εκτιμήθηκε ότι θα αυξήσει τα ποσοστά αυτοκτονιών κατά 2,3% σε μοντέλα που χρησιμοποιούν υστέρηση, καθώς καμία επίδραση δεν διαπιστώθηκε σε μοντέλα που περιλαμβάνουν μόνο την τρέχουσα κατανάλωση αλκοόλ. Ένα παρόμοιο αποτέλεσμα βρέθηκε για τους άνδρες, ενώ για τις γυναίκες βρέθηκε τόσο στα μοντέλα με υστέρηση όσο και σε αυτά με την τρέχουσα κατανάλωση ότι η κατανάλωση αλκοόλ συσχετίζεται σημαντικά με τα ποσοστά αυτοκτονιών με αποτέλεσμα περίπου 3,2% ανά λίτρο από την μέθοδο με την τρέχουσα κατανάλωση και 5,8% ανά λίτρο από την μέθοδο με υστέρηση. Τα μοντέλα που εξετάζουν ξεχωριστά κάθε τύπο αλκοόλ δείχνουν ότι τα αποστάγματα οίνου είναι πιο στενά συνδεδεμένα με τον κίνδυνο αυτοκτονίας για τις γυναίκες ενώ η

¹⁰ William C. Kerr, Meenakshi Subbaraman & Yu Ye, (2011), Per capita alcohol consumption and suicide mortality in a panel of US states from 1950 to 2002, Alcohol Research Group, Emeryville, USA

μπύρα και το κρασί είναι συνδεδεμένα με τον κίνδυνο αυτοκτονίας για τους άνδρες. Τα ποσοστά ανεργίας είναι σταθερά θετικά συσχετισμένα με τα ποσοστά αυτοκτονίας. Τα αποτελέσματα δείχνουν λοιπόν ότι χρόνιες επιδράσεις, που πιθανώς σχετίζονται με την κατάχρηση αλκοόλ και την εξάρτηση, αποτελούν την κύρια πηγή των επιπτώσεων του αλκοόλ σχετικά με τα ποσοστά αυτοκτονιών στις ΗΠΑ για τους άνδρες και είναι υπεύθυνα για περίπου το ήμισυ του αποτελέσματος για τις γυναίκες.

Επίσης στην βιβλιογραφία μας συναντούμε δυο μελέτες που αφορούν τους παράγοντες που επηρεάζουν την κατανάλωση αλκοόλ στην Μ. Βρετανία. Έτσι ο Chao-Dong Huang (2003)¹¹ αναφέρει αρχικά ότι έχουν επιτευχθεί οι παρακάτω στόχοι: οι εξισώσεις της ζήτησης για τα αλκοολούχα ποτά στο Ηνωμένο Βασίλειο έχουν επιτυχώς εκ νέου υπολογιστεί με ένα εκτεταμένο δείγμα συμπεριλαμβανομένων των πιο πρόσφατων διαθέσιμων παρατηρήσεων μέχρι τον Ιανουάριο του 2002. Τα προβλήματα που αντιμετώπισαν στην προηγούμενες προσπάθειες επανεκτίμησης έχουν επιλυθεί. Τα νέα μοντέλ διαθέτουν στατιστική επάρκεια, οικονομική ερμηνεία και ακρίβεια πρόβλεψης. Τέσσερις ομάδες εμπειρικών μοντέλων ζήτησης έχουν κατασκευαστεί για μπύρα εντός εμπορίου, μπύρα εκτός εμπορίου, αλκοολούχα ποτά και κρασιά εκτός ψυγείου. Η δομή των νέων μοντέλων αφήνει την αρχική προδιαγραφή του AIDS, και ακολουθεί μια προσέγγιση ενιαίας εξίσωσης με βάση την καθιερωμένη θεωρία της καταναλωτικής ζήτησης. Η εκτιμητική και οι δοκιμές των μοντέλων ακολούθησαν την ευρέως διαδεδομένη πρακτική «από το γενικό στο ειδικό» οικονομετρική μεθοδολογία, με την εφαρμογή του τεστ μοναδιαίας ρίζας (unit root tests) και συν-ενσωμάτωση τεχνικών. Τα επιλεγμένα μοντέλα είναι δυναμικά σφάλμα-διόρθωση μοντέλα με πολύ

¹¹ Chao-Dong Huang, (2003), *Econometric Models of Alcohol Demand in the United Kingdom*, HM Customs and Excise

ικανοποιητική διαγνωστική στατιστική, κυρίως λογικές εκτιμήσεις των παραμέτρων, και γενικά σαφή οικονομική επεξηγηματικότητα. Οι δοκιμές για την απόδοση πρόβλεψης εκτός δείγματος και για τη σταθερότητα του μοντέλου έχουν υποστηρίξει περαιτέρω την ευρωστία και τη χρησιμότητα αυτών των μοντέλων. Νέες εκτιμήσεις των μακροχρόνιων ελαστικοτήτων των τιμών, ιδίως αυτές που σχετίζονται με τις ιδιο-τιμές, φαίνονται λογικές και σύμφωνα με όσα έχουν προταθεί στη βιβλιογραφία.

Τα επιτεύγματα αυτής της μελέτης, σε σύγκριση με την υπάρχουσα βιβλιογραφία, συνοψίζονται ως εξής:

- επιτυχής ενημέρωση των προγνωστικών μοντέλων με δεδομένα έως τον Ιανουάριο του 2002
- σύμφωνα με το γενικό προς συγκεκριμένο τρόπο μοντελοποίησης και την μοντελοποίηση με συνολοκλήρωση
- επίτευξη εκτιμήσεων των παραμέτρων και ελαστικοτήτων σε γενικές γραμμές
- παρέχοντας ξεχωριστές «θεραπείες» της εντός/εκτός εμπορίου αγοράς μπύρας
 - εξαιρώντας τους «κρύους» παράγοντες από το κρασί
 - απομακρύνοντας την αγορά καπνού από το σύστημα της ζήτησης
 - παράγοντας ακριβείς εκτός-δείγματος προβλέψεις.

Η δυναμική διαδικασία προσαρμογής των εξισώσεων της ζήτησης θα πρέπει να διερευνηθεί περαιτέρω. Η εφαρμογή των μοντέλων για την πρόβλεψη των εσόδων και την αξιολόγηση των επιλογών πολιτικής θα αποκαλύψει περαιτέρω τις ιδιότητες και τις συμπεριφορές των μοντέλων και μπορεί να προτείνει κατευθύνσεις για τις μελλοντικές αλλαγές. Επιπλέον, οι νέες εκτιμήσεις ελαστικότητας μπορεί να χρησιμοποιηθούν για την αντιμετώπιση του προβλήματος της μεγιστοποίησης των εσόδων, που συχνά σχετίζονται με την τρέχουσα πολιτική δασμών στα αλκοολούχα ποτά.

Οι James Collis, Andrew Grayson, Surjinder Johal (2010)¹² εκτιμούν την ελαστικότητα της ζήτησης για τις αλκοόλες στο Ηνωμένο Βασίλειο. Οι ελαστικότητες θα χρησιμοποιηθούν για τη σύλληψη της συμπεριφοριστικής επίδρασης από τις μεταβολές στις τιμές των βρετανικών ειδικών φόρων κατανάλωσης αλκοόλης στα φορολογικά έσοδα. Έχει χρησιμοποιηθεί ένα μοντέλο Tobit για την εκτίμηση των δεδομένων από την Καταναλωτική Δαπάνη και την Έρευνα Τροφίμων. Το κίνητρο για την χρήση του μοντέλου Tobit ξεκίνησε με τις δυσκολίες στην αντιμετώπιση του μεγάλου αριθμού των μηδενικών παρατηρήσεων κατανάλωσης που αναφέρονται στην έρευνα. Τα αποτελέσματα φαίνεται να είναι ισχυρά. Δίνεται η δυνατότητα να καθοριστεί ένα πλήρες σύνολο των ελαστικοτήτων τόσο για τις on-trade όσο και για τις off-trade πωλήσεις σε όλες τις πέντε μεγάλες κατηγορίες προϊόντων: δίνοντας συνολικά 10 own-price ελαστικότητες και επιπλέον 90 σταυροειδείς ελαστικότητες τιμών. Οι own-price¹³ ελαστικότητες είναι όλες αρνητικές και πολύ σημαντικές. Οι εισοδηματικές ελαστικότητες φαίνεται επίσης να είναι ηχηρές. Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης σηματοδοτούν μια σημαντική βελτίωση στο επίπεδο λεπτομέρειας που το HMRC είναι σε θέση να χρησιμοποιεί μέσω του μοντέλου κοστολόγησης αλκοόλ.

Οι Concetta Castiglione, Ladislava Grochová, Davide Infante και Janna Smirnova (2011)¹⁴ επικεντρώνονται στην κατανάλωση μπίρας στην

¹² James Collis, Andrew Grayson, Surjinder Johal, (2010), *Econometric Analysis of Alcohol Consumption in the UK*, HMRC Working Paper 10

¹³ own price elasticity of demand: Ποσοστιαία μεταβολή της ζητούμενης ποσότητας ενός αγαθού ή μιας υπηρεσίας δια την ποσοστιαία μεταβολή της τιμής του, οι άλλοι παράγοντες παραμένουν αμετάβλητοι.

¹⁴ Concetta Castiglione¹, Ladislava Grochová², Davide Infante³ και Janna Smirnova³, (2011), *The demand for beer in presence of past consumption and advertising in the Czech Republic*, ¹Department of Economics, Trinity College Dublin, Dublin, Ireland, ²Department of Economics, Faculty of Business and Economics, Mendel University in Brno, Brno, Czech Republic, ³Department of Economics and Statistics, University of Calabria, Cosenza, Italy

Τσεχική Δημοκρατία, τη χώρα με τη μεγαλύτερη κατανάλωση μπύρας ανά κάτοικο στον κόσμο. Για να γίνει κατανοητή η πρόσφατη καταναλωτική συμπεριφορά ως προς την μπύρα, χρησιμοποιήθηκαν τα μηνιαία στοιχεία από μια περίοδο τριών ετών, την περίοδο 2006-2008, για την εκτίμηση τόσο του 2SLS όσο και του μοντέλου SUR αποτυπώνοντας τη ζήτηση για την μπύρα επεκτείνοντας στο παρελθόν κατανάλωσης και στις διαφημιστικές δαπάνες. Η ζήτηση μπύρας στην Τσεχική Δημοκρατία αντιδρά πιο έντονα στις μεταβολές των τιμών από ό, τι με τις επενδύσεις στη διαφήμιση. Τα αποτελέσματα δείχνουν δύο συμπεράσματα για τους υπευθύνους χάραξης πολιτικής. Η κατανάλωση είναι τόσο ευαίσθητη στην τιμή της μπύρας και των εναλλακτικών λύσεων, όσο είναι στην διαφήμιση, έτσι οι φόροι ή οι περιορισμοί στη διαφήμιση μπορεί να επηρεάσουν την κατανάλωση της μπύρας, λαμβάνοντας υπόψη τη μακρά παράδοση των Τσέχων καταναλωτών στην κατανάλωση μπύρας όπως ο ισχυρός ρόλος της κατανάλωσης του παρελθόντος καταδεικνύει.

Οι Tim Stockwell, M. Christopher Auld, Jinhui Zhao & Gina Martin (2011)¹⁵ διαπιστώνουν αρχικά πως οι ελάχιστες τιμές αλκοόλ στην Βρετανική Κολούμπια του Καναδά έχουν προσαρμοστεί κατά διαστήματα κατά τη διάρκεια των τελευταίων 20 ετών. Το θέμα λοιπόν της μελέτης τους είναι να εκτιμήσουν τις επιπτώσεις αυτών των προσαρμογών σχετικά με την κατανάλωση αλκοόλ. Για την εργασία χρησιμοποιήθηκαν χρονοσειρές και διαχρονικά μοντέλα της συνολικής κατανάλωσης αλκοόλ με την τιμή και άλλα οικονομικά στοιχεία ως ανεξάρτητες μεταβλητές ενώ οι συμμετέχοντες ήταν ο πληθυσμός της British Columbia του Καναδά, ηλικίας 15 ετών και άνω. Στοιχεία για τις τιμές και πωλήσεων οινοπνεύματος για διαφορετικά ποτά δόθηκαν από το Υποκατάστημα

¹⁵ Tim Stockwell, M. Christopher Auld, Jinhui Zhao & Gina Martin, (2011), Does minimum pricing reduce alcohol consumption?, The experience of a Canadian province.

Διανομής Liquor της British Columbia για την περίοδο 1989-2010. Τα δεδομένα σχετικά με το εισόδημα των νοικοκυριών προήλθαν από τη Στατιστική Υπηρεσία του Καναδά .

Τα ευρήματα ήταν τα εξής: οι διαμήκεις εκτιμήσεις δείχνουν ότι μια αύξηση κατά 10 % της ελάχιστης τιμής ενός αλκοολούχου ποτού , μείωσε την κατανάλωση σε σχέση με άλλα ποτά κατά 16,1 % ($P < 0,001$) . Οι εκτιμήσεις χρονοσειρών δείχνουν ότι μια αύξηση κατά 10 % στις ελάχιστες τιμές μείωσε την κατανάλωση αλκοολούχων ποτών και λικέρ κατά 6,8 % ($P = 0,004$) , κρασιού κατά 8,9 % ($P = 0,033$) , αλκοολούχων αναψυκτικών και μηλίτη κατά 13,9 % ($P = 0,067$) , μπύρας κατά 1,5 % ($P = 0,043$) και όλων των αλκοολούχων ποτών κατά 3,4 % ($P = 0,007$)

Τέλος συμπεραίνεται ότι οι αυξήσεις στις ελάχιστες τιμές των αλκοολούχων ποτών μπορούν να μειώσουν σημαντικά την κατανάλωση αλκοόλ.

Οι Eric Lariviere, Bruno Larue και Jim Chalfant (2000) ¹⁶ γράφουν για την κατανάλωση αλκοόλ σε σχέση με την διαφήμιση. Αναφέρουν ότι η ζήτηση για μπύρα, κρασί, αλκοολούχα ποτά και αναψυκτικά στο Οντάριο διαμορφώνεται σε δύο μέρη: μια εξίσωση προσδιορίζεται για να ενδογενοποιήσει τις δαπάνες μιας ομάδας και ένα σύστημα ζήτησης έχει συσταθεί για να διαθέσει τα προϋπολογισμένα έξοδα της ομάδας σε όλους τους τύπους των ποτών. Η διαφήμιση έχει τη δυνατότητα να επηρεάσει τόσο το επίπεδο των δαπανών της ομάδας όσο και την κατανομή τους. Τρεις δημοφιλείς προδιαγραφές για διαφήμιση τέθηκαν σε σύγκριση με τη χρήση του J-test και του κριτήριο της δεσπόζουσας θέσης πιθανότητα (likelihood dominance criterion). Ακόμα κι αν οι τρεις προδιαγραφές

¹⁶ Eric Lariviere^a, Bruno Larue^b, Jim Chalfant^c, (2000), Modeling the demand for alcoholic beverages and advertising specifications, ^aAgrifood and Agriculture. Sainte-Foy, Que., Canada GIK 7P4, ^bCentre de Recherche en Economie Agroalimentaire (CREA) Departement d'Economie Agroalimentaire Universite Laval, Sainte-Foy, Que., Cunadu GIK 7P4, ^cDepartment of Agricultural and Resource Economics, University of California at Davis, Davis CA, USA

συμφωνούν ικανοποιητικά, σύμφωνα με τα κανονικά κριτήρια, οι υπολογιζόμενες ελαστικότητες των δαπανών, των τιμών και της διαφήμισης ήταν ευαίσθητες στο τρόπο με τον οποίο η διαφήμιση καθορίζεται. Αυτό καταδεικνύει σαφώς την ανάγκη για στήριξη σε ένα πιο ισχυρό κριτήριο για να εντοπισθεί μια κυρίαρχη προδιαγραφή. Από τις προσδιοριζόμενες κυρίαρχη προδιαγραφές, βρέθηκε ότι η διαφήμιση έχει πολύ λεπτές επιπτώσεις στις δαπάνες για οινοπνευματώδη ποτά (ομαδικά και ατομικά ποτά). Επομένως, η διαφήμιση δεν είναι αποτελεσματική για τη διεύρυνση των αγορών και αυτό δείχνει ότι οι επιχειρήσεις (κυρίως ζυθοποιίες) χρησιμοποιούν τη διαφήμιση να ανταγωνιστούν σε ένα παιχνίδι μηδενικού αθροίσματος του μεριδίου αγοράς. Από την άποψη της δημόσιας πολιτικής, τα αποτελέσματα μας είναι παρήγορα, αλλά μελλοντική έρευνα θα πρέπει να διερευνήσει κατά πόσον η ουδέτερη επίδραση της διαφήμισης στις συγκεντρωτικές δαπάνες κρύβει σημαντικές αλλαγές συμψηφισμού στις συνήθειες κατανάλωσης των φυσικών προσώπων.

Οι Lester M. K. Kwong, Don Cyr, Joseph Kushner και Tomson Ogowang (2011)¹⁷ εξετάζουν για πρώτη φορά την τιμολόγηση κρασιών που παράγονται στην επαρχία του Οντάριο, στον Καναδά. Χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 337 ερυθρών ξηρών οίνων του Οντάριο, κατασκευάστηκε ένα παραμετρικό και ένα ημιπαραμετρικό ηδονικό μοντέλο τιμολόγησης. Θεωρούν ότι το ημιπαραμετρικό μοντέλο αποδίδει μια άριστη εφαρμογή στο αντίστοιχο παραμετρικό. Εκτιμούν, επίσης, χωριστές ηδονικές συναρτήσεις τιμής για υψηλότερης και χαμηλότερης τιμής οίνους του

¹⁷ Lester M. K. Kwong¹, Don Cyr², Joseph Kushner³ και Tomson Ogowang⁴, (2011), A Semiparametric Hedonic Pricing Model of Ontario Wines, ¹Assistant Professor, Department of Economics and Fellow, Cool Climate Oenology and Viticulture Institute, Brock University, 500 Glenridge Avenue, St. Catharines, ON L2S 3A1, ²Associate Professor, Department of Finance, Operations & Information Systems and Fellow, Cool Climate Oenology and Viticulture Institute, Brock University, 500 Glenridge Avenue, St. Catharines, ON L2S 3A1, ³Professor, Department of Economics, Brock University, 500 Glenridge Ave., St. Catharines, ON L2S 3A1, ⁴Professor, Department of Economics, Brock University, 500 Glenridge Ave., St. Catharines, ON L2S 4A1

Οντάριο που δείχνουν ότι ο όρος "Reserve"¹⁸ στην ετικέτα και οι πληροφορίες που δείχνουν το έτος συγκομιδής είναι σημαντικές για τους καταναλωτές κρασιών χαμηλότερης τιμής, ενώ αυτά τα χαρακτηριστικά δεν είναι σημαντικά για τους καταναλωτές κρασιών υψηλότερης τιμής . Σε αντίθεση με άλλες μελέτες, συμπεριλαμβάνονται τόσο περιβαλλοντικές όσο και ποσοτικές μεταβλητές με αποτέλεσμα βελτιωμένες εφαρμογές. Έτσι, τα αποτελέσματά δείχνουν ότι οι μελλοντικές μελέτες θα πρέπει να εξετάζουν ημιπαραμετρικά ηδονικά μοντέλα τιμολόγησης και να περιλαμβάνουν τόσο τις ποσοτικές όσο και τις περιβαλλοντικές μεταβλητές στην ανάλυση. Τέλος, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι канаδοί καταναλωτές ως επί το πλείστον αναζητήσουν τα ίδια χαρακτηριστικά στο κρασί, όπως κάνουν οι αντίστοιχοι καταναλωτές σε άλλες χώρες, αλλά επίσης εξετάζουν και τις τεχνικές αμπελουργίας που χρησιμοποιούνται για την καλλιέργεια των σταφυλιών.

Επιπρόσθετα θέλοντας να εντοπίσουμε σχετικές εργασίες για τον χώρο της Μεσογείου εντοπίσαμε δύο έγγραφα που αφορούν την αγορά αλκοόλ στην Ισπανία. Οι Ana Maria Angulo, Jose Maria Gil και Azucena Gracia (2001)¹⁹ στοχεύουν να αναλύσουν τους κύριους καθοριστικούς παράγοντες της κατανάλωσης αλκοολούχων ποτών στο σπίτι. Τα δεδομένα προέρχονται από την τελευταία ως τότε ισπανική εθνική έρευνα νοικοκυριών, η οποία παρέχει πληροφορίες σχετικά με τις δαπάνες και τις ποσότητες των διαφόρων τροφίμων ανά νοικοκυριό. Επειδή τα νοικοκυριά ερωτήθηκαν

¹⁸ Reserve wine: «Αποθεματικό» κρασί είναι ένας όρος που δίνεται σε ένα συγκεκριμένο κρασί για να δείξει ότι είναι υψηλότερης ποιότητας από ό, τι συνήθως, ή ένα κρασί που έχει υποστεί παλαίωση πριν από την πώληση, ή και τα δύο. Παραδοσιακά πολλοί οινοποιοί κρατούν σε απόθεμα μερικά από τα καλύτερα κρασιά τους, αντί να τα πουλήσουν αμέσως, και έτσι επινοήθηκε ο όρος.

¹⁹ Ana Maria Angulo ^a, Jose Maria Gil ^b, Azucena Gracia, (2001), The demand for alcoholic beverages in Spain, ^aDepartamento de Analisis Economico, Facultad de CC.EE. Universidad de Zaragoza, Grun Via 2, 50002 Zaragoza, Spain, ^bUnidad de Economia Agraria, Servicio de Investigaci6n Agroalimentaria- DGA, Apartado de correos 727, 50080 Zaragoza, Spain

μόνο 1 εβδομάδα, ένας μεγάλος αριθμός μηδενικών παρατηρήσεων έχουν καταγραφεί. Μεταξύ των υφιστάμενων επικριμένων υποδειγμάτων ζήτησης (το μοντέλο του διπλού εμποδίου (double hurdle model (DH)) , το μοντέλο αγοράς-σπανιότητας, και το μοντέλο αγοράς-σπανιότητα Tobit, μεταξύ άλλων) και μετά τη διεξαγωγή δοκιμών επιλογής μοντέλου, εκτιμήθηκε τελικά το μοντέλο DH. Όλες οι ελαστικότητες ζήτησης είναι θετικές, αντιστοιχώντας στην υψηλή αξία των αποσταγμάτων. Οι own-price ελαστικότητες είναι αρνητικές και επίσης σε αυτήν την περίπτωση τα αποστάγματα εμφανίζουν την υψηλότερη τιμή. Κοινωνικο-οικονομικές μεταβλητές διαδραματίζουν επίσης σημαντικό ρόλο στην εξήγηση των αγορών των καταναλωτών και των καταναλωτικών αποφάσεων.

Οι Nadhem Mtimet και Luis Miguel Albisu (2006)²⁰ αναφέρουν πως ενώ η συνολική κατανάλωση οίνου στην Ισπανία μειώνεται, την ίδια στιγμή, η κατανάλωση κρασιού ονομασίας προέλευσης (DO) αυξάνεται σταδιακά. Η μελέτη αυτή εξετάζει την καταναλωτική συμπεριφορά αυτών που καταναλώνουν οίνους με ονομασία προέλευσης με τη χρήση μιας επιλεγμένης πειραματικής τεχνικής. Ένα μοντέλο κυρίων επιπτώσεων, καθώς και ένα μοντέλο αλληλεπίδρασης επιπτώσεων υπολογίζονται με βάση τέσσερα χαρακτηριστικά: ονομασία προέλευσης, τιμή, παλαιώση του οίνου και ποικιλία σταφυλιών. Οι εκτιμήσεις της προθυμίας πληρωμής, ανάλογα με την κατηγορία τιμής, προκύπτουν για τη μετάβαση από ένα χαρακτηριστικό επίπεδο σε ένα άλλο. Η τμηματοποίηση των καταναλωτών γίνεται με βάση τις συχνότητες αγοράς. Οι προσομοιώσεις της αγοράς παρουσιάζονται για τα τμήματα των καταναλωτών. Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν τη σημασία της ονομασίας προέλευσης και της

²⁰ Nadhem Mtimet^a και Luis Miguel Albisu^b, (2006), Spanish Wine Consumer Behavior: A Choice Experiment Approach, ^aAgro-food Economics Unit, CITA, Government of Aragon, P.O. Box 727, 50080, Zaragoza (Spain); Department of Rural Economy, Ecole Supérieure d'Agriculture de Mograne (Tunisia)., ^bAgro-food Economics Unit, CITA, Government of Aragon, P.O. Box 727, 50080, Zaragoza (Spain).

παλαίωσης του οίνου για την επιλογή κρασιού. Το μοντέλο αλληλεπίδρασης επιπτώσεων δείχνει τη σημασία του χαρακτηριστικού αλληλεπιδράσεων σχετικά με τη διαδικασία επιλογής των καταναλωτών. Τέλος, διαφορές, καθώς και ομοιότητες εντοπίστηκαν μεταξύ των τιμημάτων των καταναλωτών.

Ερευνώντας για σχετική βιβλιογραφία συναντήσαμε για μια φορά ακόμη μια έρευνα²¹ που αφορά τις ΗΠΑ. Οι Mahmood Hussain, Susan Cholette και Richard Castaldi στοχεύουν να προσδιορίσουν οικονομετρικά τους προσδιοριστικούς παράγοντες της κατανάλωσης οίνου των Αμερικανών καταναλωτών. Στο να προσδιοριστούν εμπειρικά οι κινητήριες δυνάμεις της κατανάλωσης οίνου, χρησιμοποιήθηκαν 122 απαντήσεις καταναλωτών από έρευνα της Βόρειας Καλιφόρνια. Η μελέτη διαπίστωσε ότι ακόμα και γνώστες ή τακτικοί καταναλωτές οίνου καταναλώνουν σε όλο το εύρος των τιμών. Επιπλέον, υπάρχει σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ της γνώσης και του όγκου του κρασιού που καταναλώνεται. Και οι τρεις τεχνικές παλινδρόμησης που εφαρμόζονται δείχνουν ότι η γνώση παραμένει ο σημαντικότερος καθοριστικός παράγοντας στην κατανάλωση οίνου.

Τα αποτελέσματα υπογραμμίζουν την ανάγκη για τα αμερικανικά οινοποιεία για καλύτερη εκπαίδευση και σύνδεση με τους καταναλωτές, με την ανάπτυξη συμβατών στρατηγικών τοποθέτησης και προγράμματος μάρκετινγκ που είναι τόσο κατατοπιστικά, δεδομένου ότι είναι ελκυστικά.

Ως μία από τις λίγες μελέτες της αγοράς του οίνου των ΗΠΑ που χρησιμοποιεί οικονομετρική ανάλυση το έγγραφο αυτό προσφέρει μια νέα προοπτική για την καταναλωτική συμπεριφορά των καταναλωτών κρασιού στις ΗΠΑ.

²¹ Mahmood Hussain, Susan Cholette και Richard Castaldi, (2007), Determinants of wine consumption of US consumers: an econometric analysis, College of Business, San Francisco State University, San Francisco, California, USA

Καταλήγωντας θα αναφερθούμε σε μια δημοσίευση²² σχετική με την κατανάλωση αλκοόλ στην Ρωσία. Οι Y. Andrienko, A. Nemtsov (2006) έχουν μελετήσει τη ζήτηση για το αλκοόλ μέσω της οικονομετρικής ανάλυσης που βασίζεται σε δεδομένα από το RLMS, (διαμήκης έρευνα του αντιπροσωπευτικού δείγματος του Ρωσικού πληθυσμού.) και έχουν βγει τα εξής συμπεράσματα:

1. Έχειδειχθεί ότι το οινόπνευμα έχει μια συνηθισμένη ζήτηση όπως πολλά άλλα καταναλωτικά αγαθά. Η μόνη διάκριση, είναι η εθιστική λογική που ακολουθεί το μοντέλο εθισμού.

2. Αυξημένη τιμή για κάθε τύπο αλκοολούχου ποτού προερχόμενο από την επίσημη παραγωγή (σε φθίνουσα σειρά: βότκα, μύρα και κρασί) οδηγεί σε μείωση της κατανάλωσης του. Αυτό το συμπέρασμα είναι κρίσιμης σημασίας για τη δημόσια τάξη. Οι ελαστικότητες των ιδιοτιμών βρίσκονται να είναι πολύ υψηλότερες από εκείνες που λαμβάνονται στην ανάλυση χρονοσειρών για χώρες με υψηλότερο εισόδημα.

3. Υπάρχει ισχυρή επίδραση υποκατάστασης ενός είδος ποτού από άλλο είδος ποτού, ιδίως υποκατάσταση τσίπουρου για βότκα όταν η τιμή της βότκας μεγαλώνει και μεταξύ βότκας και μύρας όταν η τιμή σε ένα από αυτά μεγαλώνει. Ως αποτέλεσμα η αλλαγή στην τιμή της βότκας δεν έχει καμία επίπτωση στη συνολική κατανάλωση αιθανόλης. Η αύξηση του εισοδήματος έχει σημαντική επίδραση στη ζήτηση για τα αλκοολούχα ποτά.

4. Ο κίνδυνος να γίνει κάποιος πότης αυξάνεται όταν έχει ατομικό εισόδημα. Ο κίνδυνος είναι μεγαλύτερος εάν υπάρχουν πότες ανάμεσα στα υπόλοιπα μέλη του νοικοκυριού.

5. Υψηλότερο εισόδημα οδηγεί σε χαμηλότερη κατανάλωση κατώτερης ποιότητας αλκοόλ, ως εκ τούτου, καταναλώνεται λιγότερο το πιο «τοξικό» τσίπουρο, και την ίδια στιγμή οδηγούμαστε σε μεγαλύτερη κατανάλωση

²² Y. Andrienko, A. Nemtsov, (2006), Estimation of Individual Demand for Alcohol, Centre for Economic and Financial Research at New Economic School

βότκας, μπύρας και κρασιού. Επίσης, μια αύξηση στο εισόδημα οδηγεί σε υψηλότερη συχνότητα κατανάλωσης και αύξηση της συνήθους δόσης που οδηγεί συνολικά σε υψηλότερη κατανάλωση αιθανόλης.

6. Παρόλο που η συνολική κατανάλωση αιθανόλης αυξάνεται με το εισόδημα αυτό έχει μικρότερη ζημιά από ότι χαμηλότερη κατανάλωση που αντιστοιχεί σε χαμηλότερο εισόδημα.(κατανάλωση πιο «μαλακών ποτών»)

7. Διαπιστώνεται επίσης ότι οι φτωχότεροι άνθρωποι στις αγροτικές περιοχές καταναλώνουν 40 τοις εκατό περισσότερο αιθανόλη από ό, τι παρόμοιοι άνθρωποι σε αστικές περιοχές.

8. Τα ευρήματά σε σχέση με το εισόδημα και την τιμή δεν εξηγούν πλήρως τις τεράστιες αλλαγές στην δομή της κατανάλωσης αιθανόλης που συνέβησαν κατά τη διάρκεια της περιόδου παρατήρησης 1994-2002, όπως μείωση του αριθμού των καταναλωτών βότκας και αύξηση του αριθμού των ανθρώπων που καταναλώνουν μπύρα και τσίπουρο. Συμπληρωματική έρευνα είναι απαραίτητη. Θα μπορούσε κανείς να μελετήσει την απόφαση για τη συμμετοχή σκληρών και μαλακών αναψυκτικών που μπορεί να παρέχει μια λύση για το έργο.

3. Δεδομένα

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε αυτήν την εργασία είναι 16 ετήσιες παρατηρήσεις, από το 1997 έως και το 2012, για καθεμία από τις χώρες που μελετάμε, δηλαδή Ελλάδα, Κύπρος, Ισπανία, Πορτογαλία και Ιταλία, και αφορούν την κατανάλωση του οίνου σε κάθε χώρα, την τιμή του οίνου σε κάθε χώρα, την τιμή της μύρας σε κάθε χώρα, την τιμή των υπολοίπων αλκοολούχων ποτών σε κάθε χώρα καθώς και το εισόδημα των πολιτών της κάθε χώρας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν και μας δείχνουν την κατανάλωση του οίνου συλλέχθηκαν από την επίσημη ιστοσελίδα του Παγκόσμιου Οργανισμού Υγείας (WHO World Health Organization) ενώ τα στοιχεία για τις υπόλοιπες μεταβλητές του υποδείγματός μας, συλλέχθηκαν από την επίσημη ιστοσελίδα της Ευρωπαϊκής Στατιστικής Υπηρεσίας δηλαδή από την Eurostat.

Συμβολίζουμε τις μεταβλητές μας ως εξής:

Κατανάλωση οίνου: C_WINE

Τιμή οίνου: P_WINE

Τιμή μύρας: P_BEER

Τιμή υπόλοιπων αλκοολούχων ποτών: P_SPIRITS

Εισόδημα: INCOME

Έτος: YEAR

ενώ όταν θα κάνουμε επεξεργασία με δεδομένα panel θα συμβολίζουμε με I τις χώρες όπου για I=1 θα εννοούμε την Ελλάδα, για I=2 την Κύπρο, για I=3 την Ισπανία, για I=4 την Πορτογαλία και για I=5 την Ιταλία

Μονάδες μέτρησης

Για την κατανάλωση του οίνου χρησιμοποιήσαμε τον δείκτη *Recorded adult (15+ years) per capita consumption of wine* δηλαδή την *καταγεγραμμένη κατανάλωση κρασιού ανά έτος για άτομα άνω των 15 ετών* την οποία την μετράμε σε λίτρα οίνου ανά άτομο ανά έτος.

Για τις τιμές του κρασιού, τις μύρας και των αποσταγμάτων χρησιμοποιήσαμε τον δείκτη *Harmonised Index of Consumer Prices (HIPC)* δηλαδή τον *Εναρμονισμένο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΕνΔΤΚ)*.

Για το εισόδημα χρησιμοποιούμε τον δείκτη *Gross National Disposable Income (GNDI)* δηλαδή το *Ακαθάριστο Εθνικό Διαθέσιμο Εισόδημα* το οποίο το μετράμε σε € Ευρώ ανά κάτοικο.

4.Επεξεργασία δεδομένων με το λογισμικό EViews

4.1.Αρχικά εκτιμούμε το υπόδειγμα χρησιμοποιώντας pooled estimation method δηλαδή μεθόδους εκτίμησης ομαδοποιημένων δεδομένων (pooled data)

Υπόδειγμα:

Το υπόδειγμα που θέλουμε να εκτιμήσουμε τελικά είναι το εξής:

$$DC_WINE = C(1) + C(2)*DP_WINE + C(3)*DP_BEER + C(4)*DP_SPIRITS + C(5)*DINCOME$$

Στο παραπάνω υπόδειγμα όπως φαίνεται έχουμε πάρει πρώτες διαφορές για τις μεταβλητές μας. Αυτό έγινε διότι οι αρχικές χρονοσειρές δεν ήταν στάσιμες αλλά έγιναν στάσιμες μετά την χρήση των διαφορών.

Εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων

$$DC_WINE = -0.06274981505 + 0.05616986811*DP_WINE + 0.0762510232*DP_BEER - 0.02615629835*DP_SPIRITS - 4.208779898e-005*DINCOME$$

Ή με στρογγυλοποιημένους συντελεστές:

$$DC_WINE = -0.063 + 0.056*DP_WINE + 0.076*DP_BEER - 0.026*DP_SPIRITS - 4.21*DINCOME$$

Διαγνωστικοί έλεγχοι:

Πραγματοποιούμε τους διαγνωστικούς ελέγχους χρησιμοποιώντας pooled estimation method δηλαδή μεθόδους εκτίμησης ομαδοποιημένων δεδομένων (pooled data)

Έλεγχοι στασιμότητας:

Στο υπόδειγμα μας αρχικά είχαμε πάρει τις μεταβλητές στην αρχική τους μορφή δηλαδή χωρίς να πάρουμε τις πρώτες διαφορές και είχαμε δηλαδή το εξής υπόδειγμα: $C_WINE = C(1) + C(2)*P_WINE + C(3)*P_BEER + C(4)*P_SPIRITS + C(5)*INCOME$.

Κάναμε έλεγχο στασιμότητας σε όλες τις χρονοσειρές και προέκυψε ότι όλες οι χρονοσειρές δεν ήταν στάσιμες. Έτσι λοιπόν πήραμε τις πρώτες διαφορές τους και κάνοντας πάλι έλεγχο στασιμότητας προέκυψε ότι το p-value του ελέγχου είναι σε όλες 0 ή σχεδόν $0 < 0.05$ επομένως απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι η σειρά έχει μοναδιαία ρίζα. Εφ' όσον οι πρώτες διαφορές στις σειρές μας είναι στάσιμες δεν χρειάζεται να πάρουμε άλλες διαφορές.

Πιο αναλυτικά οι έλεγχοι στασιμότητας που πραγματοποιήθηκαν φαίνονται στο μέρος της εργασίας όπου πραγματοποιούμε panel estimation methods

Το νέο υπόδειγμα (Χρησιμοποιώντας πλέον διαφορές) είναι:

$$DC_WINE = C(1) + C(2)*DP_WINE + C(3)*DP_BEER + C(4)*DP_SPIRITS + C(5)*DINCOME$$

Από την εκτίμηση του υποδείγματος με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων παίρνουμε τα εξής στοιχεία:

Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.062750	0.220082	-0.285120	0.7763
DP_WINE	0.056170	0.036133	1.554524	0.1243
DP_BEER	0.076251	0.030662	2.486817	0.0151
DP_SPIRITS	-0.026156	0.032549	-0.803595	0.4242
DINCOME	-4.21E-05	4.06E-05	-1.035407	0.3039
R-squared	0.191741	Mean dependent var		-0.010633
Adjusted R-squared	0.148052	S.D. dependent var		2.110433
S.E. of regression	1.947951	Akaike info criterion		4.232633
Sum squared resid	280.7941	Schwarz criterion		4.382598
Log likelihood	-162.1890	F-statistic		4.388714
Durbin-Watson stat	1.785125	Prob(F-statistic)		0.003073

Όπου:

Coefficient: Δίνει τις εκτιμήσεις της μεθόδου OLS

Std. Error: Δίνει τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών

t-Statistic: Δίνει την στατιστική t

Prob.: Δίνει την πιθανότητα ή τιμή p της t στατιστικής

R-squared: Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2

Adjusted R-squared: Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού R^2

S.E. of regression: Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης

Sum squared resid: Άθροισμα τετραγώνων καταλοίπων

Durbin-Watson stat: Στατιστική των Durbin-Watson για έλεγχο αυτοσυσχέτισης πρώτου βαθμού

Mean dependent var: Μέσος της εξαρτημένης μεταβλητής

S.D. dependent var: Τυπική απόκλιση εξαρτημένης μεταβλητής

F-statistic: F στατιστική για τον έλεγχο: $H_0 C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0$

Prob(F-statistic): Πιθανότητα του ελέγχου F.

Έλεγχος συνολικής στατιστικής σημαντικότητας του υποδείγματος:

Έχω $p\text{-value}=0.003073 < 0.05$. Άρα το υπόδειγμα μου έχει ερμηνευτική ικανότητα

Έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας των συντελεστών:

H_0 : Οι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

H_1 : Οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί.

Σταθερός όρος C C(1): $p\text{-value}=0.7763 < 0.05$ Άρα ο σταθερός όρος δεν είναι στατιστικά σημαντικός

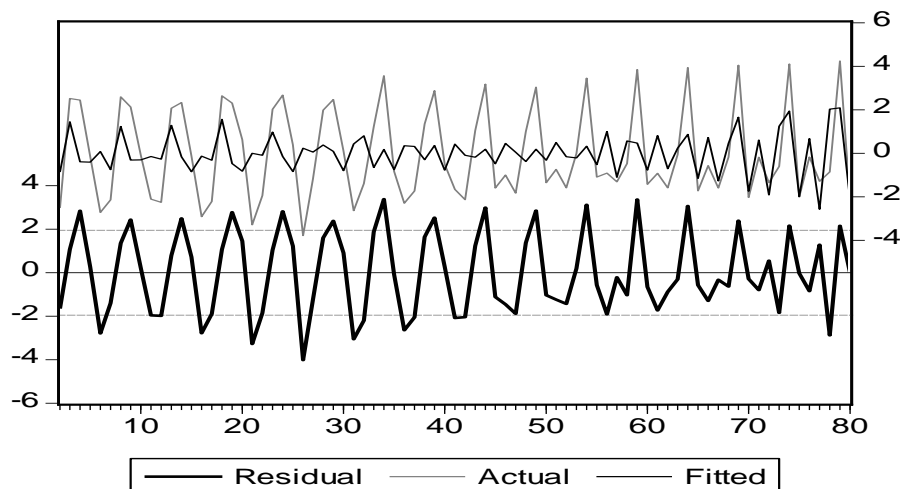
Συντελεστής του DP_WINE C(2): $p\text{-value}=0.1243 < 0.05$ Άρα ο C(2) δεν είναι στατιστικά σημαντικός

Συντελεστής του DP_BEER C(3): $p\text{-value}=0.0151 > 0.05$ Άρα ο C(3) είναι στατιστικά σημαντικός

Συντελεστής του DP_SPIRITS C(4): $p\text{-value}=0.4242 < 0.05$ Άρα ο C(4) δεν είναι στατιστικά σημαντικός

Συντελεστής του DINCOME C(5): $p\text{-value}=0.3039 > 0.05$ Άρα ο C(5) δεν είναι στατιστικά σημαντικός

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας:



White Heteroskedasticity Test:				
F-statistic	14.96351	Prob. F(8,70)	0.000000	
Obs*R-squared	49.84995	Prob. Chi-Square(8)	0.000000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.045793	0.463302	8.732517	0.0000
DP_WINE	-0.006955	0.044667	-0.155718	0.8767
DP_WINE^2	-0.003353	0.001850	-1.812002	0.0743
DP_BEER	-0.013678	0.038058	-0.359407	0.7204
DP_BEER^2	0.001376	0.002030	0.677999	0.5000
DP_SPIRITS	-0.054336	0.042406	-1.281313	0.2043
DP_SPIRITS^2	-0.002388	0.001128	-2.116968	0.0378
DINCOME	-0.000460	5.39E-05	-8.527160	0.0000
DINCOME^2	8.74E-09	9.29E-09	0.941340	0.3498
R-squared	0.631012	Mean dependent var	3.554356	
Adjusted R-squared	0.588842	S.D. dependent var	3.512526	
S.E. of regression	2.252288	Akaike info criterion	4.568666	
Sum squared resid	355.0960	Schwarz criterion	4.838603	
Log likelihood	-171.4623	F-statistic	14.96351	
Durbin-Watson stat	1.913288	Prob(F-statistic)	0.000000	

H_0 : Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα

H_1 : Υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα

$p\text{-value}=0.0 < 0.05$. Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 και άρα υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα.

Διορθώνουμε παίρνοντας τα σφάλματα διορθωμένα κατά White (επιλέγουμε το συγκεκριμένο στα options της εκτίμησης)

Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Least Squares				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.062750	0.225059	-0.278814	0.7812
DP_WINE	0.056170	0.025206	2.228466	0.0289
DP_BEER	0.076251	0.029470	2.587406	0.0116
DP_SPIRITS	-0.026156	0.024663	-1.060547	0.2923
DINCOME	-4.21E-05	4.12E-05	-1.021222	0.3105

Με αυτή την αλλαγή παρατηρούμε επίσης το εξής: Συντελεστής του DP_WINE C(2): p-value=0.0289<0.05 Άρα ο C(2) είναι πλέον στατιστικά σημαντικός.

Έλεγχος αυτοσυσχέτισης:

H₀: Έχω αυτοσυσχέτιση

H₁: Δεν έχω αυτοσυσχέτιση

Durbin-Watson stat =1,785125 Ο αριθμός αυτός είναι κοντά στο 2 οπότε δεν έχω αυτοσυσχέτιση

Έλεγχος Breusch-Godfrey (έλεγχος για αυτοσυσχέτιση μεγαλύτερης τάξης):

H₀: Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεγαλύτερης τάξης

H₁: Υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεγαλύτερης τάξης

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	33.36006	Prob. F(2,72)	0.000000
Obs*R-squared	37.99657	Prob. Chi-Square(2)	0.000000

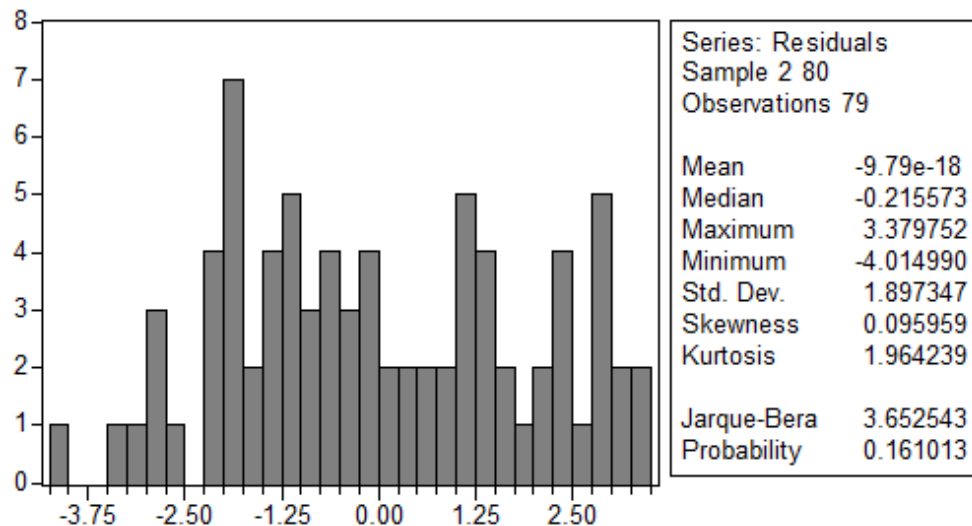
p-value=0<0.05. Άρα έχουμε αυτοσυσχέτιση μεγαλύτερης τάξης.

Όμως στο συγκεκριμένο υπόδειγμα δεν μας ενδιαφέρει τόσο η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης μεγαλύτερης τάξης διότι οι χρονοσειρές μας αποτελούνται από παρατηρήσεις 5 διαφορετικών χωρών επομένως έχουμε μια στήλη από 80 παρατηρήσεις με την πρώτη παρατήρηση να είναι της ΕΛΛΑΔΑΣ, δεύτερη της ΚΥΠΡΟΥ, τρίτη της ΙΣΠΑΝΙΑΣ κ.ο.κ.

Έλεγχος κανονικότητας καταλοίπων:

H_0 : Δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας των καταλοίπων

H_1 : Υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας των καταλοίπων



$p\text{-value} = 0.161013 > 0.05$ άρα δεν απορρίπτουμε την H_0 και συνεπώς δεν υπάρχει πρόβλημα κανονικότητας των καταλοίπων.

[Επίσης έχω: Skewness (ασυμμετρία)=0.095959 κοντά στο 0 & Kurtosis (κύρτωση)=1.964239]

Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας:

Προκειμένου να μην υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα δεν πρέπει να έχουμε τιμές κοντά στο 1.

	DP_WINE	DP_BEER	DP_SPIRITS	DINCOME
DP_WINE	1.000000	0.355829	0.235120	-0.208309
DP_BEER	0.355829	1.000000	0.346987	-0.286126
DP_SPIRITS	0.235120	0.346987	1.000000	-0.116400
DINCOME	-0.208309	-0.286126	-0.116400	1.000000

Άρα επειδή οι τιμές δεν είναι κοντά στο 1 δεν έχουμε πολυσυγγραμμικότητα.

Έλεγχος Ramsey για λάθος συναρτησιακή μορφή:

H_0 : Υπόδειγμα σωστά εξειδικευμένο

H_1 : Το υπόδειγμα δεν είναι σωστά εξειδικευμένο

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	0.960388	Prob. F(2,72)	0.387592
Log likelihood ratio	2.079897	Prob. Chi-Square(2)	0.353473

$p\text{-value}=0.387592>0.05$

Άρα δεν απορρίπτουμε την H_0 που σημαίνει ότι το υπόδειγμα είναι σωστά εξειδικευμένο.

Έλεγχος CHOW σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος:

H_0 : Σταθεροί συντελεστές υποδείγματος

H_1 : Οι συντελεστές του υποδείγματος δεν είναι σταθεροί

Chow Breakpoint Test: 70			
F-statistic	1.158516	Prob. F(5,69)	0.338470
Log likelihood ratio	6.368366	Prob. Chi-Square(5)	0.272007

Παίρνοντας την 70^η παρατήρηση παρατηρούμε ότι $p\text{-value}=0.338470>0.05$ που σημαίνει ότι δεν απορρίπτουμε την H_0 και οι συντελεστές είναι σταθεροί.

Έλεγχος CHOW για την προβλεπτική ικανότητα:

(Ελέγχο αν το υπόδειγμα μπορεί να ελέγξει τις τελευταίες 10 παρατηρήσεις (από την 70^η παρατήρηση και μετά))

H_0 : Σωστή προβλεπτική ικανότητα

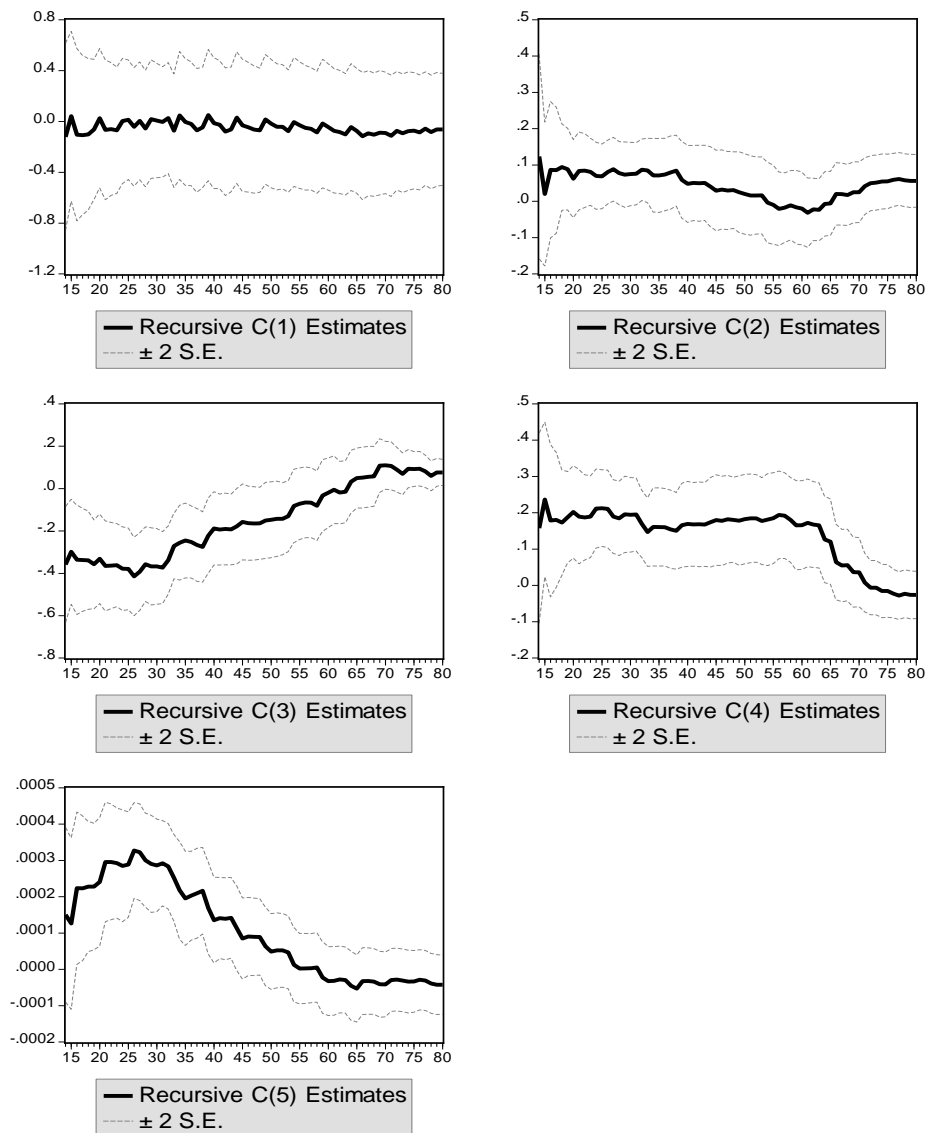
H_1 : Το υπόδειγμα μου δεν έχει σωστή προβλεπτική ικανότητα

Chow Forecast Test: Forecast from 70 to 80			
F-statistic	0.802665	Prob. F(11,63)	0.636914
Log likelihood ratio	10.36149	Prob. Chi-Square(11)	0.498194

$p\text{-value}=0.636914>0.05$. Άρα δεν απορρίπτουμε την H_0 και έχω σωστή προβλεπτική ικανότητα.

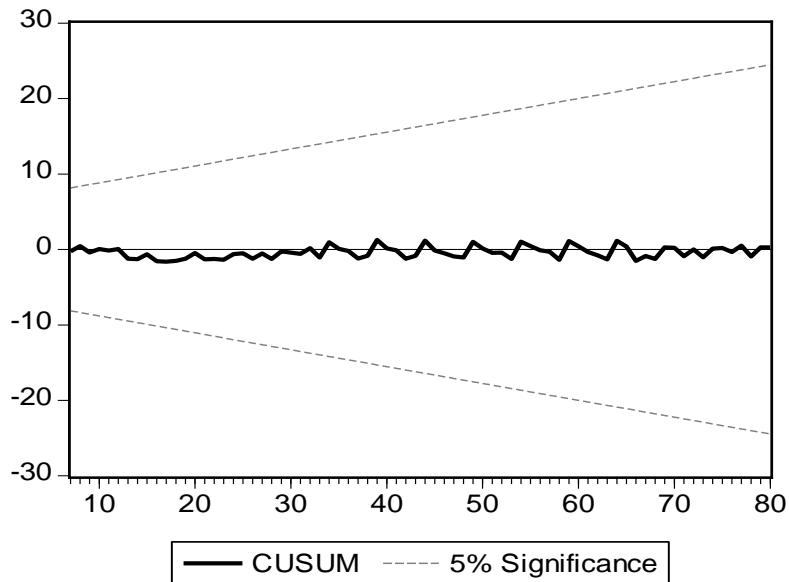
Έλεγχος αν παραμένουν σταθεροί οι συντελεστές του υποδείγματος με την μέθοδο της recursive εκτίμησης:

Γραφική παράσταση recursive coefficients:



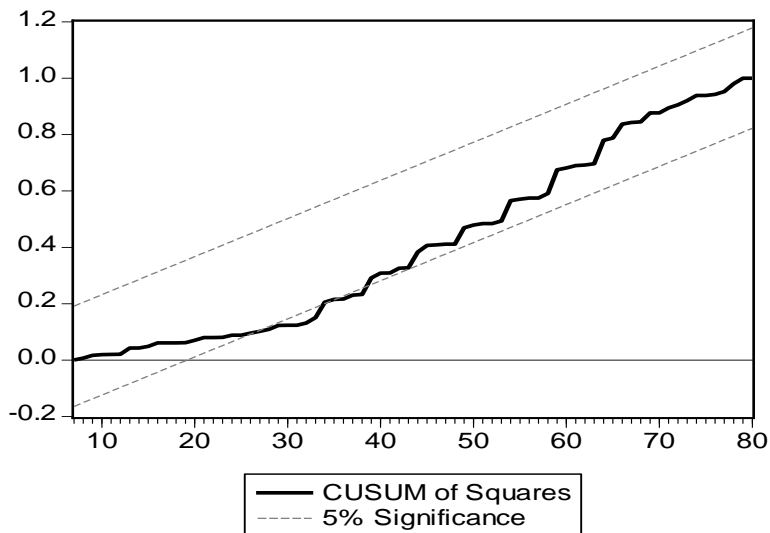
Οι έντονες γραμμές είναι ανάμεσα στις διακεκομμένες άρα οι συντελεστές του υποδείγματος παραμένουν σταθεροί. Έχω δηλαδή ένα σταθερό υπόδειγμα..

Γραφική παράσταση CUSUM :



Οι έντονες γραμμές είναι ανάμεσα στις διακεκομμένες άρα οι συντελεστές του υποδείγματος παραμένουν σταθεροί. Έχω δηλαδή ένα σταθερό υπόδειγμα..

Γραφική παράσταση CUSUM of squares:



Υπάρχουν κάποιες ενδείξεις ότι οριακά οι συντελεστές μεταβλήθηκαν μεταξύ της 34^{ης} και της 35^{ης} παρατήρησης.

4.2. Τώρα θα κατασκευάσουμε ένα υπόδειγμα χρησιμοποιώντας panel estimation methods – μεθόδους χρονικώς επαναλαμβανόμενων διαστρωματικών στοιχείων (panel data)

Υπόδειγμα:

$$DC_WINE = C(1) + C(2)*DP_WINE + C(3)*DP_BEER + C(4)*DP_SPIRITS + C(5)*DINCOME$$

Πραγματοποιούμε έλεγχο στασιμότητας στις χρονοσειρές μας και παρατηρούμε ότι δεν είναι στάσιμες αλλά γίνονται στάσιμες μετά την χρήση των πρώτων διαφορών.

Σε δεδομένα pooled ή panel και εφ' όσον οι χρονοσειρές μου από κάθε χώρα είναι μικρές μπορούμε να κάνουμε ειδικούς ελέγχους στασιμότητας. Για παράδειγμα μπορούμε να χρησιμοποιήσετε τον έλεγχο Fisher ADF που είναι διαθέσιμος και στο EViews (Panel Unit Root Tests/ Individual - Fisher - ADF)

Αναλυτικά παρουσιάζουμε τους ελέγχους στασιμότητας

ADF Fisher Unit Root Test		
Variable:	Prob. **	Συμπέρασμα για το αν οι χρονοσειρές είναι στάσιμες:
C_WINE	0,8521	ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
P_WINE	0,3222	ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
P_BEER	0,9944	ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
P_SPIRITS	0,9988	ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
INCOME	0,1146	ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
DC_WINE	0,0213	ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
DP_WINE	0,0000	ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
DP_BEER	0,0236	ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
DP_SPIRITS	0,0328	ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
DINCOME	0,0423	ΕΙΝΑΙ ΣΤΑΣΙΜΗ
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.		

C_WINE: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά C_WINE έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.8521 > 0.05$

Άρα η χρονοσειρά C_WINE δεν είναι στάσιμη.

Επομένως θα πάρω τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής C_WINE και θα κάνω πάλι έλεγχο στασιμότητας της χρονοσειράς

DC_WINE: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά DC_WINE έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) απορρίπτεται καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.0213 < 0.05$

Άρα η χρονοσειρά DC_WINE είναι στάσιμη.

P_WINE: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά P_WINE έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.3222 > 0.05$

Άρα η χρονοσειρά P_WINE δεν είναι στάσιμη.

Επομένως θα πάρω τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής P_WINE και θα κάνω πάλι έλεγχο στασιμότητας της χρονοσειράς

DP_WINE: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά DP_WINE έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) απορρίπτεται καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.0000 < 0.05$

Άρα η χρονοσειρά DP_WINE είναι στάσιμη.

P_BEER: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά P_BEER έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.9944 > 0.05$

Άρα η χρονοσειρά P_BEER δεν είναι στάσιμη.

Επομένως θα πάρω τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής P_BEER και θα κάνω πάλι έλεγχο στασιμότητας της χρονοσειράς

DP_BEER: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά DP_BEER έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) απορρίπτεται καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.0236 < 0.05$

Άρα η χρονοσειρά DP_BEER είναι στάσιμη.

P_SPIRITS: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά P_SPIRITS έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.9988 > 0.05$

Άρα η χρονοσειρά P_SPIRITS δεν είναι στάσιμη.

Επομένως θα πάρω τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής P_SPIRITS και θα κάνω πάλι έλεγχο στασιμότητας της χρονοσειράς

DP_SPIRITS: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά DP_SPIRITS έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) απορρίπτεται καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.0328 < 0.05$

Άρα η χρονοσειρά DP_SPIRITS είναι στάσιμη.

INCOME: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά INCOME έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) δεν μπορεί να απορριφθεί καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.1146 > 0.05$

Άρα η χρονοσειρά INCOME δεν είναι στάσιμη.

Επομένως θα πάρω τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής INCOME και θα κάνω πάλι έλεγχο στασιμότητας της χρονοσειράς

DINCOME: Η μηδενική υπόθεση ότι η σειρά DINCOME έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη) απορρίπτεται καθώς το p-value του ελέγχου είναι $0.0423 < 0.05$

Άρα η χρονοσειρά DINCOME είναι στάσιμη.

Εκτίμηση υποδείγματος panel data με fixed effects

Το υπόδειγμα είναι το εξής:

$$DC_WINE = C(1) + C(2)*DP_WINE + C(3)*DP_BEER + C(4)*DP_SPIRITS + C(5)*DINCOME + [CX=F, PER=F]$$

Εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος με την μέθοδο panel ελαχίστων τετραγώνων - υποθέτοντας ότι ο σταθερός όρος μεταβάλλεται ανά έτος και ανά χώρα (cross-section και time fixed effects)

$$DC_WINE = -0.1328789102 - 0.009112263518*DP_WINE - 0.002604374985*DP_BEER + 0.0003880855449*DP_SPIRITS + 0.0001371524376*DINCOME + [CX=F, PER=F]$$

Η με στρογγυλοποιημένους συντελεστές:

$$DC_WINE = -0.13 - 0.009*DP_WINE - 0.003*DP_BEER + 0.00*DP_SPIRITS + 0.00*DINCOME + [CX=F, PER=F]$$

Εκτιμούμε το παραπάνω υπόδειγμα υποθέτοντας ότι ο σταθερός όρος μεταβάλλεται ανά έτος και ανά χώρα (cross-section και time fixed effects)

Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Panel Least Squares				
Sample (adjusted): 1998 2012				
Cross-sections included: 5				
Total panel (balanced) observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.132879	0.083911	-1.583578	0.1194
DP_WINE	-0.009112	0.015202	-0.599428	0.5515
DP_BEER	-0.002604	0.014860	-0.175261	0.8616
DP_SPIRITS	0.000388	0.013363	0.029041	0.9769
DINCOME	0.000137	9.37E-05	1.462977	0.1495
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.385035	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	0.124857	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.317650	Akaike info criterion	0.791357	
Sum squared resid	5.246885	Schwarz criterion	1.502053	
Log likelihood	-6.675882	F-statistic	1.479891	
Durbin-Watson stat	2.690139	Prob(F-statistic)	0.123676	

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Βλέπουμε τους εκτιμητές των συντελεστών των ψευδομεταβλητών ανά χώρα:

Cross-section Fixed Effects	
I	Effect
1	0.080011
2	0.114507
3	-0.122003
4	0.041032
5	-0.113548

1.GREECE, 2. CYPRUS, 3. SPAIN, 4. PORTUGAL, 5. ITALY

Βλέπουμε τους εκτιμητές των συντελεστών των ψευδομεταβλητών ανά έτος:

DATEID	Effect
1998-01-01	-0.123484
1999-01-01	0.196295
2000-01-01	-0.281462
2001-01-01	0.074792
2002-01-01	-0.125249
2003-01-01	0.467201
2004-01-01	-0.082896
2005-01-01	-0.212037
2006-01-01	-0.271507
2007-01-01	-0.020373
2008-01-01	-0.011855
2009-01-01	0.007168
2010-01-01	0.035312
2011-01-01	0.215432
2012-01-01	0.132665

Ελέγχουμε αν είναι απαραίτητη η μέθοδος fixed effects με τον έλεγχο redundant fixed effects.

Η χρήση του Random Effects Model ή του Fixed Effects Model είναι κάτι το οποίο δεν μπορεί να προαποφασιστεί. Ένας εμπειρικός κανόνας ο οποίος μπορεί να ακολουθηθεί είναι ο εξής: Αν ο αριθμός των διαστρωματικών τμημάτων είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των χρονολογικών, ή οι ξεχωριστοί σταθεροί όροι είναι πιθανό να συσχετίζονται με τις εξαρτημένες μεταβλητές, τότε επιλέγεται το Fixed Effects Model. Στην περίπτωση που ο αριθμός των χρονολογικών περιόδων είναι μεγάλος σε σχέση με τον αριθμό των διαστρωματικών τμημάτων, ή οι ξεχωριστοί σταθεροί όροι δεν συσχετίζονται με τις επεξηγηματικές μεταβλητές τότε επιλέγεται η χρήση του Random Effects Model. Για να διερευνηθεί η σημαντικότητα των fixed effects στο προς εκτίμηση μοντέλο χρησιμοποιήθηκε το redundant fixed effects test το οποίο είναι ενσωματωμένο στο στατιστικό πακέτο EViews που χρησιμοποιήθηκε.

Εδώ αφού ο αριθμός των χρονολογικών περιόδων είναι μεγάλος σε σχέση με τον αριθμό των διαστρωματικών προΐδεαζόμαστε ότι καταλληλότερη είναι η μέθοδος Random Effects Model.

Redundant Fixed Effects Tests			
Test cross-section and period fixed effects			
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	1.719036	(4,52)	0.1598
Cross-section Chi-square	9.314418	4	0.0537
Period F	1.685125	(14,52)	0.0877
Period Chi-square	28.057752	14	0.0140
Cross-Section/Period F	1.645204	(18,52)	0.0826
Cross-Section/Period Chi-square	33.806483	18	0.0133

Cross-section fixed effects test equation:
Dependent Variable: DC_WINE

Method: Panel Least Squares				
Sample (adjusted): 1998 2012				
Cross-sections included: 5				
Total panel (balanced) observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.140100	0.085737	-1.634072	0.1079
DP_WINE	-0.004511	0.015251	-0.295792	0.7685
DP_BEER	-0.005063	0.014374	-0.352265	0.7260
DP_SPIRITS	0.004771	0.013071	0.365022	0.7165
DINCOME	0.000118	9.33E-05	1.260875	0.2126
Effects Specification				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.303716	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	0.079910	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.325705	Akaike info criterion	0.808882	
Sum squared resid	5.940699	Schwarz criterion	1.395979	
Log likelihood	-11.33309	F-statistic	1.357050	
Durbin-Watson stat	2.373812	Prob(F-statistic)	0.190404	
Period fixed effects test equation:				
Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Panel Least Squares				
Sample (adjusted): 1998 2012				
Cross-sections included: 5				
Total panel (balanced) observations: 75				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.127815	0.075418	-1.694755	0.0948
DP_WINE	0.010924	0.012894	0.847172	0.4000
DP_BEER	-0.002964	0.013997	-0.211724	0.8330
DP_SPIRITS	-0.005213	0.012637	-0.412550	0.6813
DINCOME	5.19E-05	6.06E-05	0.857486	0.3943
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				

R-squared	0.106033	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	-0.002327	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.339949	Akaike info criterion	0.792127	
Sum squared resid	7.627331	Schwarz criterion	1.070225	
Log likelihood	-20.70476	F-statistic	0.978523	
Durbin-Watson stat	2.607665	Prob(F-statistic)	0.460610	
<p>Cross-section and period fixed effects test equation: Dependent Variable: DC_WINE Method: Panel Least Squares Sample (adjusted): 1998 2012 Cross-sections included: 5 Total panel (balanced) observations: 75</p>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.138439	0.075508	-1.833422	0.0710
DP_WINE	0.013470	0.012814	1.051149	0.2968
DP_BEER	-0.004929	0.013424	-0.367213	0.7146
DP_SPIRITS	-0.000970	0.012143	-0.079851	0.9366
DINCOME	4.88E-05	6.05E-05	0.807039	0.4224
R-squared	0.034816	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	-0.020338	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.342990	Akaike info criterion	0.762110	
Sum squared resid	8.234953	Schwarz criterion	0.916609	
Log likelihood	-23.57912	F-statistic	0.631251	
Durbin-Watson stat	2.415727	Prob(F-statistic)	0.641843	

Στον παραπάνω πίνακα (στο μέρος με το έντονο πλαίσιο) φαίνεται ξεκάθαρα ότι δεν είναι απαραίτητη η χρήση fixed effects model για τις διαστρωματικές παρατηρήσεις με το p-value να είναι $0,1598 > 0,05$ αλλά ούτε και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τις διαχρονικές μεταβολές κάθε κράτους αφού έχω p-value $0,0877 > 0,05$. Ούτε μπορεί να χρησιμοποιηθεί με την χρήση fixed effects method ταυτόχρονα για διαστρωματικές και για χρονολογικές παρατηρήσεις, αφού έχω p-value $0,0826 > 0,05$. Κατά συνέπεια το μοντέλο θα εκτιμηθεί με την χρήση period effects

Εκτίμηση υποδείγματος panel data με random effects

Το υπόδειγμα είναι το εξής:

$$DC_WINE = C(1) + C(2)*DP_WINE + C(3)*DP_BEER + C(4)*DP_SPIRITS + C(5)*DINCOME + [CX=R]$$

Εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος με την μέθοδο panel EGLS (Cross section random-effects) - τυχαίες επιδράσεις στις διαστρωματικές μονάδες (ανά χώρα)

$$DC_WINE = -0.1384387784 + 0.01346970604*DP_WINE - 0.004929402864*DP_BEER - 0.0009696538937*DP_SPIRITS + 4.880462911e-005*DINCOME + [CX=R]$$

Ή με στρογγυλοποιημένους συντελεστές:

$$DC_WINE = -0.14 + 0.013*DP_WINE - 0.005*DP_BEER - 0.00*DP_SPIRITS + 4.88*DINCOME + [CX=R]$$

Εκτιμάμε το υπόδειγμα υποθέτοντας τυχαίες επιδράσεις στις διαστρωματικές μονάδες (ανά χώρα).

Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)				
Sample (adjusted): 1998 2012				
Cross-sections included: 5				
Total panel (balanced) observations: 75				
Swamy and Arora estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.138439	0.074839	-1.849821	0.0686
DP_WINE	0.013470	0.012701	1.060551	0.2925
DP_BEER	-0.004929	0.013305	-0.370498	0.7121
DP_SPIRITS	-0.000970	0.012036	-0.080565	0.9360
DINCOME	4.88E-05	5.99E-05	0.814258	0.4183
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.000000	0.0000
Idiosyncratic random			0.339949	1.0000
Weighted Statistics				
R-squared	0.034816	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	-0.020338	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.342990	Sum squared resid	8.234953	
F-statistic	0.631251	Durbin-Watson stat	2.415727	
Prob(F-statistic)	0.641843			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.034816	Mean dependent var	-0.100000	
Sum squared resid	8.234953	Durbin-Watson stat	2.415727	

Παρατηρούμε ότι όλοι οι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Ελέγχουμε αν το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων είναι κατάλληλο με τον έλεγχο Hausman.

Προκειμένου οι ερευνητές να βοηθηθούν στην επιλογή του καταλληλότερου μοντέλου, ο Hausman (1978) ανέπτυξε έναν στατιστικό έλεγχο. Η μηδενική υπόθεση στην οποία βασίζεται ο συγκεκριμένος έλεγχος, είναι ότι οι εκτιμητές του Μοντέλου Σταθερών Επιδράσεων και του Μοντέλου Τυχαίων Επιδράσεων δε διαφέρουν σημαντικά μεταξύ τους. Μάλιστα, ο έλεγχος αυτός έχει μια ασυμπτωτική χ^2 κατανομή. Η μηδενική υπόθεση (H_0) θεωρεί ότι το προτιμητέο μοντέλο είναι αυτό των τυχαίων επιδράσεων, ενώ η εναλλακτική υπόθεση (H_1) υποστηρίζει τις σταθερές επιδράσεις

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: EQ02				
Test cross-section random effects				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
Cross-section random	5.257814	4	0.2619	
** Warning: estimated cross-section random effects variance is zero.				
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
DP_WINE	0.010924	0.013470	0.000005	0.2526
DP_BEER	-0.002964	-0.004929	0.000019	0.6512
DP_SPIRITS	-0.005213	-0.000970	0.000015	0.2707
DINCOME	0.000052	0.000049	0.000000	0.7209
Cross-section random effects test equation:				
Dependent Variable: DC_WINE				
Method: Panel Least Squares				
Sample (adjusted): 1998 2012				
Cross-sections included: 5				
Total panel (balanced) observations: 75				

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.127815	0.075418	-1.694755	0.0948
DP_WINE	0.010924	0.012894	0.847172	0.4000
DP_BEER	-0.002964	0.013997	-0.211724	0.8330
DP_SPIRITS	-0.005213	0.012637	-0.412550	0.6813
DINCOME	5.19E-05	6.06E-05	0.857486	0.3943
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.106033	Mean dependent var	-0.100000	
Adjusted R-squared	-0.002327	S.D. dependent var	0.339555	
S.E. of regression	0.339949	Akaike info criterion	0.792127	
Sum squared resid	7.627331	Schwarz criterion	1.070225	
Log likelihood	-20.70476	F-statistic	0.978523	
Durbin-Watson stat	2.607665	Prob(F-statistic)	0.460610	

Οι διαφορές των αποτελεσμάτων μεταξύ fixed effects και random effects δεν είναι πολύ μεγάλες όπως φαίνεται στο δεύτερο με την έντονη γραμμή πλαίσιο.

Σύμφωνα με τον παραπάνω πίνακα η τιμή του Chi-Sq. είναι 5.257814 και η αντίστοιχη p-value ισούται με 0.2619. Επομένως, καθώς η p-value (= 0.2619) είναι μεγαλύτερη από το 0.05 (σε επίπεδο σημαντικότητας 95% (επίπεδο σημαντικότητας, 5%)), μπορεί εύκολα να εξαχθεί το συμπέρασμα ότι το Μοντέλο Τυχαίων Επιδράσεων είναι περισσότερο αντιπροσωπευτικό για την τρέχουσα ανάλυση, σε σχέση με το Μοντέλο Σταθερών Επιδράσεων.

Από τον έλεγχο Hausman προκύπτει ότι το υπόδειγμα των τυχαίων επιδράσεων είναι κατάλληλο.

5.Συμπεράσματα

Από το υπόδειγμα προκύπτει ότι από τις παραμέτρους που έχουμε μπορεί να εξηγηθεί το 19% της ζήτησης για οίνο στις μεσογειακές χώρες

Έχουμε σταθερό όρο $C(1)=-0,062750$ που δείχνει την αυτόνομη ζήτηση για οίνο.

Οι παράμετροι της κλίσης $C(2)$, $C(3)$, $C(4)$, $C(5)$ δείχνουν το κατά πόσο μεταβάλλεται η ζήτηση για οίνο με την μεταβολή στην τιμή του, με την μεταβολή στην τιμή της μπίρας, με την μεταβολή στην τιμή των υπολοίπων αλκοολούχων ποτών, καθώς και με την μεταβολή στο εισόδημα των καταναλωτών.

Ο συντελεστής $C(2)=0.056170$, ο οποίος είναι και στατιστικά σημαντικός, δείχνει ότι μια αύξηση στην τιμή του οίνου αυξάνει την κατανάλωση του κάτι που δεν φαίνεται να ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα.

Αντίθετα ο συντελεστής $C(3)=0.076251$, ο οποίος είναι και αυτός στατιστικά σημαντικός, δείχνει ότι μια αύξηση στην τιμή της μπίρας αυξάνει την κατανάλωση του οίνου κάτι που φαίνεται να ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα.

Ο συντελεστής $C(4)=-0.026156$, ο οποίος δεν είναι στατιστικά σημαντικός, επομένως δεν χρειάζεται να του δώσουμε ιδιαίτερη σημασία, δείχνει ότι μια αύξηση στην τιμή των υπολοίπων αλκοολούχων προϊόντων μειώνει την κατανάλωση του οίνου κάτι που δεν φαίνεται να ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα, αφού λογικά οι καταναλωτές, αν αυξάνονταν οι τιμές των υπολοίπων αλκοολούχων ποτών, θα στρέφονταν στην κατανάλωση του σχετικά φθηνότερου κρασιού.

Ο συντελεστής του εισοδήματος των καταναλωτών $C(5)$ που έχει αρνητικό πρόσημο δείχνει ότι αύξηση στην τιμή της εν λόγω ποσότητας

οδηγεί σε μείωση της κατανάλωσης οίνου. Αυτό δείχνει ότι ίσως οι καταναλωτές με την αύξηση του εισοδήματός τους οδηγούνται στην κατανάλωση άλλου είδους αλκοολούχων προϊόντων, ενδεχομένως ακριβότερων, και καταναλώνουν λιγότερο από το σχετικά φθηνότερο κρασί. Δεν χρειάζεται όμως να δώσουμε ιδιαίτερη σημασία σε αυτό το συντελεστή καθώς έχει προκύψει ότι δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Κάνοντας panel estimation methods, καταλήξαμε ότι η μέθοδος όπου υποθέτουμε τυχαίες επιδράσεις στις διαστρωματικές μονάδες (ανά χώρα) είναι καταλληλότερη από αυτή όπου υποθέτουμε ότι ο σταθερός όρος μεταβάλλεται ανά έτος και ανά χώρα. Με τις συγκεκριμένες μεθόδους όμως δεν μπόρεσε να εξαχθεί κάποιο χρήσιμο συμπέρασμα αφού οι συντελεστές δεν ήταν στατιστικά σημαντικοί.