

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
«ΠΜΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ»

ΚΑΤΩΤΑΤΟΙ ΜΙΣΘΟΙ ΚΑΙ ΑΠΑΣΧΟΛΗΣΗ

Γκουλαζιώτη Δήμητρα του Αχιλλέα

Επιβλέπουσα καθηγήτρια: Δρ. Οικονόμου Αθηνά

Βόλος, 2010

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, Ιανουάριος 2010

Περιεχόμενα

Κεφάλαιο 1: Θεωρητικό υπόβαθρο κατώτατων μισθών και απασχόλησης

Εισαγωγή.....	6
1.1. Προσφορά και ζήτηση εργασίας.....	7
1.2. Οι κατώτατοι μισθοί –Ιστορική Αναδρομή	8
1.2.1 Μη Ευρωπαϊκές Χώρες.....	8
1.2.2 Ευρωπαϊκές Χώρες.....	9
1.3 Η ανάπτυξη των βασικών μισθών στην Ε.Ε.....	12
1.3.1 Βασικοί μισθοί και μέσες αποδοχές.....	13
1.3.2 Τομείς χαμηλής αμοιβής.....	14
1.4. Δομικά χαρακτηριστικά βασικών μισθών.....	15
1.5. Επιβολή βασικών μισθών.....	16

Κεφάλαιο 2: Ανασκόπηση της βιβλιογραφίας

Εισαγωγή.....	17
2.1 Μελέτες στην βιομηχανία γρήγορου φαγητού των ΗΠΑ.....	18
2.2 Οι επιπτώσεις των βασικών μισθών στις ευαίσθητες ομάδες του εργατικού δυναμικού.....	21
2.3. Ωρες και απασχόληση.....	26
2.4. Οι μακροχρόνιες επιδράσεις των βασικών μισθών στην απασχόληση.....	28
2.5. Η επίδραση των κατώτατων μισθών στην Ελλάδα.....	28

Κεφάλαιο 3: Δεδομένα –Μεθοδολογία Έρευνας

Εισαγωγή.....	30
3.1 Εξειδίκευση Υποδείγματος.....	30
3.2 Οικονομετρική διαδικασία.....	33
3.2.1 Ο έλεγχος Dickey- Fuller.....	34
3.2.2 Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey- Fuller.....	34

3.2.3 Συνολοκλήρωση.....	35
3.2.4 Συνολοκλήρωση: Η εκτίμηση του υποδείγματος ECM.....	35
Κεφάλαιο 4: Κατώτατοι μισθοί και απασχόληση: Η περίπτωση της Ελλάδας	
4.1 Εμπειρικά αποτελέσματα συνολικής απασχόλησης στην Ελλάδα.....	38
4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα ανδρικής απασχόλησης στην Ελλάδα.....	44
4.3 Εμπειρικά αποτελέσματα γυναικείας απασχόλησης στην Ελλάδα.....	49
4.4 Εμπειρικά αποτελέσματα εφηβικής (15-19 ετών) απασχόλησης στην Ελλάδα.....	53
4.5 Εμπειρικά αποτελέσματα απασχόλησης για άτομα ηλικίας 20-24 ετών στην Ελλάδα.....	58
Κεφάλαιο 5: Συμπεράσματα-Προτάσεις	
Παράρτημα Α.....	69
Παράρτημα Β.....	72

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Κατώτατοι μισθοί και απασχόληση

Σε αυτή την εργασία αναλύεται η επίπτωση των βασικών μισθών στην απασχόληση. Αρχικά θα παρουσιαστούν τα θεσμικά συστήματα των βασικών μισθών διαφόρων χωρών. Θα ακολουθήσει η επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας αναφορικά με τις ευρύτερες οικονομικές και κοινωνικές επιπτώσεις από την εφαρμογή μιας πολιτικής κατώτατων μισθών από τα μέσα τις δεκαετίας του '80. Η επισκόπηση των ερευνών δείχνει ότι υπάρχει ένα ευρύ φάσμα επιπτώσεων των αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση. Η πλειοψηφία των μελετών που παρουσιάζονται, συμπεραίνουν ότι οι αυξήσεις των βασικών μισθών επηρεάζουν αρνητικά την απασχόληση και κυρίως των νέων εργαζομένων (αν και οι εκτιμήσεις δεν είναι πάντα στατιστικά σημαντικές). Στο τέλος, παρουσιάζεται μια οικονομετρική εξειδίκευση με την επίπτωση των κατώτατων μισθών στην Ελλάδα. Τα αποτελέσματα αναδεικνύουν μια θετική επίδραση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην συνολική απασχόληση και στην απασχόληση των ανδρών και των γυναικών, αντιθέτως με τα αποτελέσματα των βασικών μισθών στην απασχόληση των νέων.

Λέξεις- Κλειδιά: Κατώτατοι μισθοί, απασχόληση, ανεργία

Κωδικοί JEL: J21, J30

ABSTRACT

Minimum wages and employment

In this study the repercussion of minimum wages in the employment is analyzed. Initially, the institutional systems of minimum wage in different countries will be presented. It follows an extensive literature review on the economic and social effects of minimum wages is presented afterwards, which indicates that there exists significant effects of minimum wage policies upon national unemployment rates. The majority of the relevant studies present evidence that increases in minimum wage levels are associated negatively with employment rates, especially to youth employment. The econometric specifications presented in this study are in line with the above findings since consistent evidence are found that minimum wages are associated positively with the employment rates in the Greek labor market, the findings are consistent when the analysis is disaggregated by gender and on contrary when the analysis disaggregated by age groups.

Keywords: Minimum wages, employment, unemployment

JEL Classification: J21, J30

Κεφάλαιο 1: Θεωρητικό υπόβαθρο κατώτατων μισθών και απασχόλησης

Εισαγωγή

Ένας βασικός μισθός είναι ο χαμηλότερος ωριαίος, ημερήσιος ή μηνιαίος μισθός που οι εργοδότες είναι υποχρεωμένοι από το νόμο να πληρώσουν στους εργαζομένους. Το μέτρο της επιβολής κατώτατων μισθών έχει προκαλέσει διαφωνίες μεταξύ των οικονομολόγων αναφορικά με τις επιπτώσεις του στην αγορά εργασίας. Οι υποστηρικτές της πολιτικής βασικών μισθών ισχυρίζονται πως οδηγεί σε αύξηση του βιοτικού επιπέδου των εργαζομένων και σε μείωση της φτώχειας (Blinder, 1974, Dorman, 1986, Waddoups, 2007). Από την άλλη πλευρά, οι ερευνητές που αντιτίθενται στο μέτρο υποστηρίζουν πως όταν ο βασικός μισθός επιβάλλεται ιδιαίτερα υψηλά, αυξάνει την ανεργία, ιδιαίτερα μεταξύ των εργαζομένων με χαμηλή παραγωγικότητα (π.χ. απειρίας ή αναπηρίας) (Fields, 1993, Goldfarb, 1974). Η εφαρμογή των βασικών μισθών παρατηρήθηκε αρχικά σε κατασκευαστικές βιομηχανίες των Η.Π.Α όπου οι ιδιοκτήτες θεωρήθηκε ότι θα πρέπει να έχουν μικρότερη διαπραγματευτική δύναμη στον προσδιορισμό των μισθών (Neumark et al., 2007).

Ο ακόλουθος πίνακας συνοψίζει τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα των βασικών μισθών όπως αυτά παρουσιάζονται από τους υποστηρικτές και μη του μέτρου:

Πίνακας 1: Μειονεκτήματα και πλεονεκτήματα βασικών μισθών

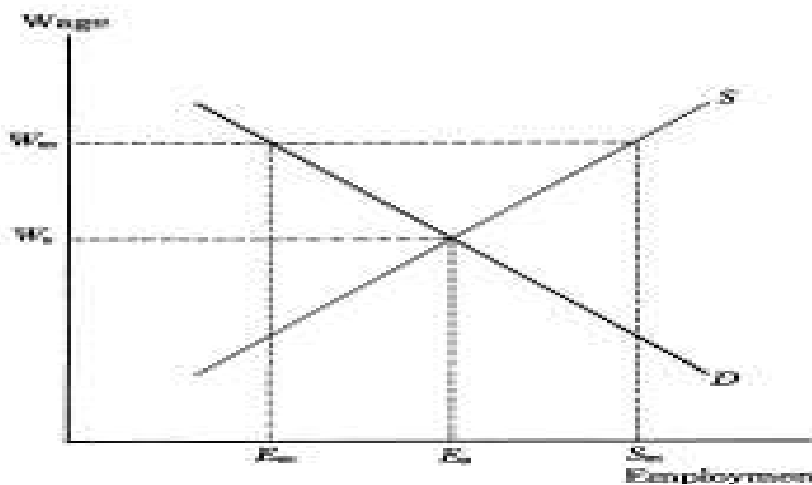
Πλεονεκτήματα	Μειονεκτήματα
<ul style="list-style-type: none">• Βελτιώνει το βιοτικό επίπεδο των φτωχότερων εισοδηματικών στρωμάτων	<ul style="list-style-type: none">• Βλάπτει κυρίως τις μικρές επιχειρήσεις αυξάνοντας το κόστος εργασίας
<ul style="list-style-type: none">• Παρακινεί και ενθαρρύνει τον υπάλληλο να εργαστεί σκληρότερα	<ul style="list-style-type: none">• Μειώνει το περιθώριο κέρδους των επιχειρήσεων
<ul style="list-style-type: none">• Ο έλεγχος της εφαρμογής του μέτρου είναι διοικητικά απλός διότι οι εργαζόμενοι πρέπει μόνο να εκθέσουν τις παραβιάσεις που παρατηρούνται αναφορικά με τις αμοιβές που λαμβάνουν	<ul style="list-style-type: none">• Οι επιχειρήσεις προσπαθούν να αντισταθμίσουν τη μείωση στο κέρδος τους αυξάνοντας τις τιμές των αγαθών προκαλώντας πληθωριστικές πιέσεις
<ul style="list-style-type: none">• Τονώνει την κατανάλωση αφού ενισχύει τα χαμηλά εισοδηματικά στρώματα	<ul style="list-style-type: none">• Παράγει ανεργία, φτώχεια και άνοδο των τιμών
<ul style="list-style-type: none">• Μειώνει το κόστος των κυβερνητικών προγραμμάτων κοινωνικής ευημερίας μέσω της αύξησης των εισοδημάτων των χαμηλότερων στρωμάτων	<ul style="list-style-type: none">• Αποθαρρύνει την επένδυση σε ανθρώπινο κεφάλαιο κυρίως μεταξύ των φτωχότερων ομάδων του πληθυσμού, αφού παρέχει κίνητρο εισόδου στην αγορά εργασίας

Πηγή: http://en.wikipedia.org/wiki/Minimum_wage

1.1 Προσφορά και ζήτηση εργασίας

Η νεοκλασική θεωρία υποστηρίζει ότι εάν επιβληθεί μια κατώτατη αμοιβή πάνω από την αμοιβή ισορροπίας της αγοράς, το μέτρο αυτό θα οδηγήσει σε άνοδο της ανεργίας. Αυτό συμβαίνει επειδή ένας μεγαλύτερος αριθμός εργαζομένων είναι πρόθυμος να εργαστεί στην υψηλότερη αμοιβή ενώ η ζήτηση εργασίας θα μειωθεί.

Διάγραμμα 1: Κατώτατοι μισθοί και απασχόληση στην ανταγωνιστική αγορά εργασίας



Πηγή: Brown et al (1982,σελ.43)

Στο διάγραμμα ο κάθετος άξονας απεικονίζει τα επίπεδα μισθών ενώ ο οριζόντιος άξονας απεικονίζει τις μονάδες απασχόλησης. Έστω αρχικά επιβάλλεται μισθός ίσως με W_n όπου επιτυγχάνεται ισορροπία προσφερόμενης και ζητούμενης ποσότητας εργασίας. Η επιβολή ενός κατώτατου μισθού στην αγορά εργασίας ίσο με W_m , θα οδηγήσει σε αύξηση της προσφοράς εργασίας, καθώς περισσότεροι εργαζόμενοι θα είναι διατεθειμένοι να εργαστούν σε ένα υψηλότερο μισθό. Από την άλλη, οι επιχειρήσεις λόγω της αύξησης στο κόστος εργασίας που αντιμετωπίζουν, θα μειώσουν την ζήτηση εργασίας. Επομένως θα παρουσιαστεί στην αγορά εργασίας υπερβάλλουσα προσφορά εργασίας ίση $E_m - E_n$ ή ανεργία.

Οι Muriel et al. (1976) ισχυρίζονται ότι οι εργαζόμενοι των οποίων οι αμοιβές πριν την επιβολή του μέτρου ήταν κοντά στον κατώτατο μισθό, θα απολαύσουν τις υψηλότερες αμοιβές ενώ εκείνοι με χαμηλότερα επίπεδα αμοιβών θα οδηγηθούν στην ανεργία.

1.2 Οι Κατώτατοι μισθοί – Ιστορική Αναδρομή

1.2.1 Μη Ευρωπαϊκές χώρες

Ο νόμος των βασικών μισθών θεσπίστηκε πρώτα στην Αυστραλία και τη Νέα Ζηλανδία προς το τέλος του δέκατου ένατου αιώνα. Πλέον περίπου το 90% των χωρών έχουν σχετική νομοθεσία για τον καθορισμό των βασικών μισθών. Επίσης, οι πιέσεις από τις κυβερνήσεις ή τα εργατικά συνδικάτα μπορούν να οδηγήσουν στην επιβολή ενός βασικού μισθού. Για παράδειγμα, η Σουηδία είναι ένα αναπτυγμένο κράτος όπου δεν υπάρχει σχετική νομοθεσία για την επιβολή

κατώτατου μισθού. Η Νέα Ζηλανδία ήταν η πρώτη χώρα που εφάρμοσε έναν εθνικό βασικό μισθό το 1894. Ο Aves (1907) ερεύνησε τα αποτελέσματα των βασικών μισθών στην Αυστραλία και τη Νέα Ζηλανδία. Έπειτα ο πρόεδρος της επιτροπής του εμπορίου, εισήγαγε το νόμο των εμπορικών πινάκων στις 24 Μαρτίου του 1909. Έγινε νόμος τον Οκτώβριο και τέθηκε σε ισχύ τον Ιανουάριο του 1910. Από την 1η Απριλίου του 2009, ο βασικός μισθός για τους υπαλλήλους ηλικίας 16 ετών και άνω είναι \$12.50 ανά ώρα.

Στην Αυστραλία, μια τροποποίηση στο νόμο έθεσε τις βασικές αμοιβές για 6 βιομηχανίες που θεωρήθηκαν ως οι πιο χαμηλόμισθες. Αρχικά η τροποποίηση θεσπίστηκε πειραματικά για μια περίοδο τεσσάρων ετών, έπειτα ανανεώθηκε το 1900 και απέκτησε μόνιμο χαρακτήρα το 1904 όπου κάλυψε 150 διαφορετικές βιομηχανίες. Η έννοια μιας "βασικής αμοιβής" καθιερώθηκε το 1907 ως μια "αμοιβή διαβίωσης" για μια οικογένεια ώστε να μπορεί "να ζήσει με οικονομική άνεση". Από την 1η Οκτωβρίου του 2008, ο τυποποιημένος ομοσπονδιακός βασικός μισθός της Αυστραλίας είναι \$14.31 ανά ώρα ή \$543.78 την εβδομάδα.

Στις Ηνωμένες Πολιτείες, η κρατική επιβολή κατώτατου μισθού ξεκίνησε να εφαρμόζεται το 1938. Εκτός από τον ομοσπονδιακό βασικό μισθό, σχεδόν όλες οι πολιτείες έχουν καθιερώσει δικούς τους βασικούς μισθούς με εξαίρεση τη Νότια Καρολίνα και τη Λουιζιάνα. Το 2009 το ομοσπονδιακό βασικό ωρομίσθιο από \$5,15 ανά ώρα αυξήθηκε σε \$7,25.

Στην Ιαπωνία ο βασικός μισθός εξαρτάται από τον βιομηχανικό κλάδο και την περιοχή. Ο χαμηλότερος βασικός μισθός παρατηρείται στην περιοχή Μιγιαζάκι και είναι ¥4.712 ανά ημέρα ενώ ο υψηλότερος βασικός μισθός έχει καθιερωθεί για την περιοχή του Τόκιο και είναι ¥5.465 ανά ημέρα.

1.2.2 Ευρωπαϊκές χώρες

Στην Ευρωπαϊκή Ένωση, 18 από τις 27 ευρωπαϊκές χώρες έχουν θεσμοθετήσει νομικά ένα κατώτατο επίπεδο μισθού. Χώρες όπως η Γαλλία, η Ελλάδα, η Πορτογαλία, και η Ισπανία έχουν καθιερώσει ένα κατώτατο μισθό από πολύ παλιά. Αντίθετα η Ιρλανδία και το Ηνωμένο Βασίλειο καθιέρωσαν τα εθνικά συστήματα βασικών μισθών προς το τέλος της δεκαετίας του '90. Στην Αυστρία, τη Δανία, τη Φινλανδία, τη Γερμανία, την Ιταλία, τη Σουηδία τη Νορβηγία και την Κύπρο οι συλλογικές συμβάσεις εργασίας είναι ο κύριος μηχανισμός για την ρύθμιση των ελαχίστων αμοιβών.

Παρακάτω θα εξετάσουμε αυτά τα συστήματα κατώτατων μισθών, εστιάζοντας στα τρέχοντα ποσοστά (απόλυτες και μέσες αμοιβές), τους μηχανισμούς ρύθμισης, τον ρόλο και τις θέσεις των

κυβερνήσεων και των κοινωνικών εταίρων. Ο κανονισμός των βασικών μισθών ποικίλλει ανάμεσα στις ευρωπαϊκές χώρες.

Μια πρόσφατη μελέτη του ΟΟΣΑ (2007) των διαθέσιμων στοιχείων αναφέρει ότι, ενώ οι βασικοί μισθοί μπορούν μερικές φορές να διαδραματίσουν έναν χρήσιμο ενισχυτικό ρόλο σε προγράμματα που στοχεύουν στην καταπολέμηση της φτώχειας, εντούτοις παρατηρούνται και αρνητικές συνέπειες στην αγορά εργασίας όταν τα επίπεδα κατώτατων μισθών είναι υψηλά, και πλήττουν ιδιαίτερα τους νέους εργαζόμενους και άλλες ευαίσθητες ομάδες του εργατικού δυναμικού όπως οι γυναίκες.

Αναλυτικότερα, οι βασικοί μισθοί που ισχύουν αυτή την περίοδο στην Ε.Ε. συνοψίζονται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 2: Οι βασικοί μισθοί στην Ε.Ε.

Χώρα	Κατώτατος μισθός	Ημερομηνία τροποποίησης
Αλβανία	17.000 lek	01.10.2008
Ανδόρα	897,87 euros	01.01.2008
Αυστρία	1.000,00 euros	01.01.2009
Λευκορωσία	229.000 Belarusian roubles	01.01.2009
Βέλγιο	1.387,49 euros	01.10.2008
Βουλγαρία	240 leva	01.01.2009
Κροατία	3123,22 kunas	01.06.2009
Κύπρος	840,00 euros	29.04.2009
Τσεχία	8.000 koruny	01.01.2007
Εσθονία	4.350 kroons	01.01.2008
Γαλλία	1.321,02 euros	01.07.2008
Ελλάδα	739,00 euros	01.06.2009
Ουγγαρία	71.500 forints	01.01.2009
Ισλανδία	130.000 kronur	01.03.2008
Ιρλανδία	1.499,33 euros	01.07.2007
Λετονία	180 lats	01.01.2009
Λιθουανία	800 litai	01.01.2008
Λουξεμβούργο	1.641,00 euros	01.01.2009
Μάλτα	634,75 euros	01.01.2009
Μολδαβία	766,1 lei	01.01.2007

Πηγή : <http://www.fedee.com/minwage.html>

Πίνακας 2: Οι βασικοί μισθοί στην Ε.Ε. (συνεχίζεται)

Μαυροβούνιο	55,00 euros	01.07.2007
Κάτω Χώρες	1.356,60 euros	01.07.2008
Πολωνία	1.276 zlotys	01.01.2009
Πορτογαλία	450,00 euros	01.01.2009
Ρουμανία	600,00 lei	01.01.2009
Ρωσική ομοσπονδία	4.330 roubles	01.01.2009

Πηγή : <http://www.fedee.com/minwage.html>

Στη Γαλλία ο βασικός μισθός ενημερώνεται ετησίως κάθε Ιούλιο από την κυβέρνηση. Βάσει της νομοθεσίας, η αύξηση δεν μπορεί να είναι χαμηλότερη από τον πληθωρισμό για το τρέχον έτος. Στα πρόσφατα έτη, η αύξηση ήταν μέχρι δύο φορές υψηλότερη από τον πληθωρισμό. Το 2004, 15% του οικονομικά ενεργού πληθυσμού λάμβανε το βασικό μισθό. Τον Ιούλιο του 2006, ο βασικός μισθός στη Γαλλία τέθηκε σε €8,27 ανά ώρα ενώ το 2008 τέθηκε σε €8,71 ανά ώρα. Από την 1η Ιουλίου του 2009 ο εθνικός βασικός μισθός αυξήθηκε κατά 1,3% και η ωριαία αμοιβή ορίστηκε σε €8,82.

Στην Ιρλανδία ο βασικός μισθός εισήχθη για πρώτη φορά το 2000, και αυτήν την περίοδο ορίζεται σε €8,65 ανά ώρα ενώ μειώνεται :

- κατά 30% για όλους τους υπαλλήλους κάτω των 18 ετών,
- κατά 20% για τους υπαλλήλους πάνω από 18 ετών για το πρώτο έτος απασχόλησής τους σε οποιαδήποτε εργασία,
- κατά 10% για τους υπαλλήλους πάνω από 18 ετών του δεύτερου έτους απασχόλησής τους σε οποιαδήποτε εργασία.

Εκπαιδευόμενοι (συμπεριλαμβανομένων εκείνων άνω των 18 ετών) έχουν δικαίωμα επίσης στους διαφορετικούς βασικούς μισθούς, που μειώνονται ως εξής:

- μείωση 25% κατά τη διάρκεια του πρώτου τρίτου της σειράς μαθημάτων
- μείωση 20% κατά τη διάρκεια του δεύτερου τρίτου της σειράς μαθημάτων
- μείωση 10% κατά τη διάρκεια του τελικού τρίτου της σειράς μαθημάτων

Παρόλα αυτά, λόγω των γενικών δυσκολιών στην εύρεση υπαλλήλων, οι περισσότερες εργασίες πληρώνουν επάνω από το βασικό μισθό, με μόνο 3,1% των υπαλλήλων να λαμβάνουν το βασικό

μισθό. Η Ιρλανδία έχει το δεύτερο υψηλότερο βασικό μισθό στην Ε.Ε., μετά από το Λουξεμβούργο.

Στη Ρουμανία επιβάλλονται δύο επίπεδα βασικών μισθών. Για τους κρατικούς υπαλλήλους, το επίπεδο τίθεται από το νόμο σε 390 RON . Για όλους τους άλλους υπαλλήλους, η αμοιβή τίθεται σε 440RON, με τις συλλογικές διαπραγματεύσεις να ορίζουν διαφορετικούς κατώτατους μισθούς για τα διάφορα επίπεδα εκπαίδευσης. Οι εργασίες που απαιτούν προσόντα ανώτατης εκπαίδευσης πρέπει να παρέχουν ως κατώτατο μισθό περίπου το διπλάσιο του προαναφερόμενου μισθού.

Στο Ηνωμένο Βασίλειο το τρέχων βασικό ημερομίσθιο για τους ενήλικες εργαζόμενους ηλικίας 22 ετών και άνω είναι £5,73 ανά ώρα. Για τους εργαζομένους μεταξύ των ηλικιών 18 και 21 ετών το βασικό ωρομίσθιο είναι £4,77 ανά ώρα. Η ελάχιστη ωριαία αμοιβή για όλους τους εργαζομένους κάτω από την ηλικία των 18 ετών είναι £3,53. Για κάποιες κατηγορίες εργαζομένων, που περιλαμβάνουν τους ψαράδες , εργαζόμενους στις ένοπλες δυνάμεις και τους φυλακισμένους τα βασικά αυτά ωρομίσθια δεν ισχύουν. Το πληρωτέο ποσό μπορεί σε όλες τις περιπτώσεις να μειωθεί όπου παρέχεται στέγαση στον εργαζόμενο.

Στην Ελλάδα, ο βασικός μισθός καθορίζεται μέσω των συλλογικών διαπραγματεύσεων. Η κυβέρνηση επεμβαίνει στον προσδιορισμό του βασικού μισθού μέσω της διαδικασίας διαιτησίας μεταξύ των ενδιαφερόμενων μερών (εργοδοτών και εργαζομένων). Σύμφωνα με το Ν. 2339, ο εθνικός βασικός μισθός στην Ελλάδα καθορίζεται από την εθνική γενική συλλογική σύμβαση εργασίας για όλους τους εργαζόμενους. Αρχικά το επίπεδο κατώτατου μισθού διέφερε μεταξύ των εργαζόμενων των δυο φύλων. Η εξίσωση στους κατώτατους μισθούς επήλθε με το Ν. 133/75. Η ελάχιστη αμοιβή για όλους τους εργαζόμενους αυξάνεται με τη διάρκεια εργασίας/ προϋπηρεσίας. Επιπλέον, οι παντρεμένοι εργαζόμενοι έχουν δικαίωμα στο επίδομα γάμου, το οποίο κυμαίνεται στο 10% του βασικού μισθού. Από 1.6.2009 ο κατώτατος μηνιαίος μισθός ανέρχεται στα €739.

1.3 Η ανάπτυξη των βασικών μισθών στην Ε.Ε.

Σύμφωνα με τους Lesch et al. (2005) η εξέλιξη των βασικών μισθών από το 1995 και έπειτα παρουσιάζεται στον παρακάτω πίνακα. Στις περισσότερες χώρες παρατηρείται ότι οι βασικοί μισθοί έχουν αυξηθεί γρήγορα κατά τη διάρκεια των τελευταίων 10 ετών. Η μεγαλύτερη αύξηση μπορεί να φανεί σε μερικά από τα νέα κράτη μέλη. Στην Ουγγαρία, ο βασικός μισθός αυξήθηκε κατά 60% κατά την περίοδο του 1995-98, κατά 105% κατά την περίοδο διάρκεια του 1998-01 και κατά 33% κατά την περίοδο 2001-04. Η Τσεχία παρουσιάζει ανάλογες αυξήσεις στην

διαχρονική μεταβολή των κατώτατων μισθών της. Στην Ε.Ε. των 15, η μεγαλύτερη αύξηση παρατηρήθηκε για την Ελλάδα σε 21% το 1995-98, 11% 1998-01 και 18,4% το 2001-4. Μια άνοδος μπορεί επίσης να φανεί στο Ηνωμένο Βασίλειο όπου ο βασικός μισθός αυξήθηκε κατά 14% την περίοδο 1999-01 και περίπου 18% το 2001-04.

Πίνακας 3: Ανάπτυξη των κατώτατων μισθών (ακαθάριστων) 1995-2004

Χώρα	Βάση	Κατώτατος μισθός στο εθνικό νόμισμα						Αλλαγή %		
		1995	1998	2001	2002	2003	2004	1995/8	1998/01	2001/4
Βέλγιο	Μηνιαία (EUR)	1.053	1.074	1.140	1.163	1.186	1.210	+2,0	+6,1	+6,1
Βουλγαρία	Μηνιαία (BGN)	nc	nc	87	100	110	120	nc	nc	+37,9
Τσεχία	Μηνιαία (CZK)	2.200	2.650	5.000	5.700	6.200	6.700	+20,4	+88,7	+34,0
Κύπρος	Μηνιαία	na	na	na	na	320	345	na	na	na
Εσθονία	Μηνιαία (EUR)	29	70	102	118	138	159	+41,4	+45,7	+55,9
Γαλλία	Ανά ώρα	5,64	6,13	6,67	6,83	7,19	7,61	+8,7	+6,1	+6,1
Ελλάδα	Μηνιαία	350	425	473	499	520	560	+21,4	+11,3	+18,4
Ουγγαρία	Ανά ώρα (HUF)	12.200	19.500	40.000	50.000	50.000	53.000	+59,8	+105,1	+32,5
Ιρλανδία	Ανά ώρα (EUR)	-	-	5,97	6,35	6,35	7,00	-	-	+17,3
Λετονία	Μηνιαία (LVL)	28	42	60	60	70	80	+50,0	+42,9	+33,3
Λιθουανία	Μηνιαία (EUR)	39	121	125	125	130	145	+210,0	+3,3	+16,0
Μάλτα	Εβδομαδιαίος	93	106	115	119	123	126	+14,0	+8,5	+9,6
Κάτω Χώρες	Μηνιαία (EUR)	982	1.047	1.180	1.232	1.265	1.265	+6,6	+12,7	+7,2
Πολωνία	Μηνιαία	86	127	205	195	182	183	+47,7	+61,4	-10,7
Ρουμανία	Μηνιαία	28	33	51	54	67	69	+13,0	+64,7	+35,3
Σλοβακία	Μηνιαία (EUR)	65	70	114	133	148	167	+7,7	+62,9	+46,5
Σλοβενία	Μηνιαία	45.557	63.285	87.654	97.734	106.542	117.500	+38,9	+38,5	+34,0
Ισπανία	Μηνιαία	377	409	433	442	451	491	+8,4	+5,9	+13,4
UK	Ανά ώρα	-	-	4,10	4,20	4,50	4,85	-	+13,9	+18,3

Πηγή: Lesch et al. (2005, σελ. 4)

1.3.1 Βασικοί μισθοί και μέσες αποδοχές

Οι Lesch et al. (2005) διαπίστωσαν ότι η διαχρονική εξέλιξη των βασικών μισθών εμφανίζεται συχνά να είναι ιδιαίτερα υψηλή στις χώρες-μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης και ειδικά στα νέα κράτη μέλη. (Ο Πίνακας 4 στο τέλος της υποενότητας παρουσιάζει το βασικό μισθό ως ποσοστό

των μέσων μηνιαίων ακαθάριστων αποδοχών από το 1995, δείκτης Kaitz). Μεταξύ εκείνων των χωρών για τις οποίες τα στοιχεία είναι διαθέσιμα, ο δείκτης Kaitz κυμάνθηκε από 29% στη Ρουμανία έως 51% στην Ιρλανδία. Στην πλειοψηφία των χωρών που εξετάζονται ο βασικός μισθός είναι λιγότερο από 50% των μέσων μηνιαίων ακαθάριστων αποδοχών. Διέκρινε τρεις ευρείες ομάδες χωρών βάση αυτής της μελέτης:

- στη πρώτη ομάδα, ο δείκτης Kaitz κυμαίνεται μεταξύ 29% και 38% (Τσεχία, Εσθονία, Ουγγαρία, Λετονία, Λιθουανία, Πολωνία, Ρουμανία, Ισπανία).
- στη δεύτερη ομάδα, ο δείκτης Kaitz κυμαίνεται μεταξύ 40% και 44%, (Βουλγαρία, Κύπρο, Μάλτα, Σλοβακία, Σλοβενία, Ηνωμένο Βασίλειο).
- στη τρίτη ομάδα, ο δείκτης Kaitz υπερβαίνει το 45%, (Ελλάδα , Ιρλανδία)

Το 1995 η πρώτη ομάδα με έναν χαμηλό δείκτη Kaitz περιέλαβε την Τσεχία, την Ουγγαρία και τη Ρουμανία, που είναι ακόμα σε αυτήν την ομάδα, αλλά και τη Βουλγαρία και τη Σλοβακία, η οποία είναι αυτήν την περίοδο στη δεύτερη ομάδα. Το 1995, η δεύτερη ομάδα περιείχε μόνο την Πολωνία και την Ισπανία, οι οποίες είναι τώρα στην πρώτη ομάδα, συν τη Σλοβενία, ενώ η τρίτη ομάδα περιείχε το Βέλγιο, τη Γαλλία, τη Μάλτα και τις Κάτω Χώρες (που είναι τώρα στη δεύτερη ομάδα). Τέλος, διαπίστωσε ότι η διαχρονική εξέλιξη του δείκτη Kaitz φαίνεται να είναι ομαλή στη Γαλλία, την Ιρλανδία και τη Σλοβενία. Στις άλλες χώρες, οι βασικοί μισθοί είτε έχουν αυξηθεί γρηγορότερα από τη μέση ακαθάριστη αμοιβή (Εσθονία, Λετονία, Ηνωμένο Βασίλειο), είτε πιο αργά από τη μέση ακαθάριστη αμοιβή (Βέλγιο, Κάτω Χώρες ,Πολωνία).

1.3.2 Τομείς χαμηλής αμοιβής

Εκτός από τη σύγκριση των βασικών μισθών με τις μέσες μηνιαίες ακαθάριστες αποδοχές σε όλες τις βιομηχανίες και τις υπηρεσίες, οι Lesch et al. (2005) σύγκρινε τους βασικούς μισθούς με τις μέσες μηνιαίες ακαθάριστες αμοιβές σε μερικές συγκεκριμένες χαμηλόμισθες βιομηχανίες. Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει το βασικό μισθό ως ποσοστό των συλλογικά συμφωνηθείσων αμοιβών για χαμηλά ειδικευμένους εργαζομένους στους κλάδους των κλωστοϋφαντουργικών προϊόντων, στη λιανική πώληση και στα ξενοδοχεία/εστιατόρια. Σύμφωνα με τα στοιχεία της μελέτης ο δείκτης αυτός κυμάνθηκε από 37% (Ισπανία) σε 100% (Ελλάδα) στα κλωστοϋφαντουργικά προϊόντα, από 43% (Λιθουανία) σε 100% (Ελλάδα) στη λιανική πώληση και από 49% (Ισπανία) σε 93% (Ελλάδα) στα ξενοδοχεία και τα εστιατόρια.

Πίνακας 5: Βασικοί μισθοί και αμοιβές στους χαμηλόμισθους τομείς

Βασικός μισθός ως % της μέσης ακαθάριστης αμοιβής (πλήρους απασχόλησης)					
Χώρα	Ολόκληρη οικονομία	Κλωστοϋφαντουργικά προϊόντα	Λιανική πώληση	Ξενοδοχεία εστιατόρια	Ρουχισμός
Βέλγιο (2002)	46	na	50	67	na
Βουλγαρία (2004)	40	79	71	na	na
Τσεχία (2003)	37	54/73	59	71	na
Εσθονία (2004)	34	74	67	57	79
Γαλλία (2002)	46-48	56	50	65	na
Ελλάδα (2004)	47	90-100	88-100	85-93	na
Ουγγαρία (2003)	36	76	48	63	71
Ιρλανδία (2004)	51	67/72	na	na	na
Λετονία (2004)	38	na	na	na	na
Λιθουανία (2004)	38	52	43	61	44
Μάλτα (2004)	44	79	61	60	na
Πολωνία (2004)	36	na	na	na	na
Ρουμανία (2003)	27	54/61	69	59	na
Σλοβακία (2004)	41	61	52	51	78
Σλοβενία (2004)	44	73	na	59	36
Ισπανία (2004)	33	37/47	46	49	62
UK (2003)	40	51	52	60	na

Πηγή: Lesch et al (2005, σελ.12)

Αναφορικά με τις χώρες για τις οποίες υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία και για τους τρεις κλάδους διέκρινε τρεις ομάδες χωρών. Η πρώτη ομάδα περιλαμβάνει τις χώρες όπου ο εθνικός βασικός μισθός είναι κάτω από το 67% της μέσης αμοιβής και στις τρεις βιομηχανίες. Αυτή η ομάδα περιλαμβάνει τη Γαλλία, τη Λιθουανία, τη Σλοβακία, την Ισπανία και τη Μεγάλη Βρετανία. Στη δεύτερη ομάδα χωρών, ο βασικός μισθός είναι κάτω από 67% της μέσης αμοιβής σε δύο από τρεις βιομηχανίες και περιλαμβάνει την Τσεχία, την Ουγγαρία, τη Μάλτα και τη Ρουμανία. Η τρίτη ομάδα περιλαμβάνει εκείνες τις χώρες όπου ο βασικός μισθός είναι κάτω από το 67% της μέσης αμοιβής σε μια ή καμία από τις τρεις βιομηχανίες, και περιλαμβάνει την Ελλάδα και την Εσθονία.

1.4 Δομικά χαρακτηριστικά βασικών μισθών

Με την εξέταση των δομικών χαρακτηριστικών των βασικών μισθών, που συνοψίζονται στον Πίνακα 6 του παραρτήματος, οι Lesch et al. (2005) διέκριναν πολλά χαρακτηριστικά

γνωρίσματα. Ένα κοινό χαρακτηριστικό γνώρισμα είναι ότι οι βασικοί μισθοί προσδιορίζονται μόνο σε εθνικό επίπεδο. Δεν υπάρχουν διαφοροποιήσεις στους βασικούς μισθούς μεταξύ των περιοχών και των νεότερων εργαζόμενων (τέτοιες χώρες είναι η Κύπρος, η Εσθονία, η Ελλάδα, η Ουγγαρία, η Λετονία, η Λιθουανία, η Πολωνία, η Ρουμανία, η Σλοβενία και η Ισπανία). Η ομάδα χωρών με διαφοροποιήσεις κατά ηλικιακές ομάδες εργατικού δυναμικού περιλαμβάνει το Βέλγιο, την Τσεχία, τη Γαλλία, την Ιρλανδία, τη Μάλτα, τις Κάτω Χώρες, τη Σλοβακία και το Ηνωμένο Βασίλειο. Διαφοροποιήσεις στους βασικούς μισθούς βάσει προσόντων ή επαγγελματών παρατηρούνται στην Τσεχία, την Κύπρο, τη Γαλλία, την Ελλάδα, την Ιρλανδία, τη Λετονία, τη Μάλτα, την Πολωνία, την Ισπανία και τη Μεγάλη Βρετανία. Στην Ελλάδα, ο βασικός μισθός ποικίλλει σύμφωνα με το χρόνο εργασίας και την οικογενειακή κατάσταση.

1.5 Επιβολή βασικών μισθών

Σε όλες οι χώρες-μέλη της Ε.Ε με βασικούς μισθούς, εκτός από τη Βουλγαρία, υπάρχουν ελεγκτικά σώματα με στόχο τον έλεγχο της εφαρμογής του μέτρου. Στις περισσότερες χώρες, οι επιθεωρήσεις εργασίας υπάρχουν και διαδραματίζουν αυτόν τον ρόλο. Στη Βουλγαρία, δεν υπάρχει κανένα πρόστιμο και η πρακτική της πληρωμής χαμηλότερων αμοιβών από τον βασικό μισθό είναι πολύ κοινή. Αντίθετα, στην Ουγγαρία τουλάχιστον τυπικά, ισχύουν υψηλές ποινικές ρήτρες για τις επιχειρήσεις σε περίπτωση μη συμμόρφωσης. Πρόστιμα επίσης υπάρχουν και στη Λιθουανία. Στις χώρες όπου δεν έχει θεσμοθετηθεί ο νόμος ενός βασικού μισθού αλλά αυτή καθορίζεται έπειτα από διαπραγματεύσεις των ενδιαφερόμενων μερών, η επίβλεψη γίνεται κυρίως από τα συνδικάτα, τους κοινωνικούς εταίρους ή από τα δικαστήρια εργασίας (Δανία, Φινλανδία, Ιταλία, Νορβηγία και Σουηδία).

Κεφάλαιο 2: Ανασκόπηση της βιβλιογραφίας

Εισαγωγή

Διάφοροι οικονομολόγοι έχουν μελετήσει τη σχέση μεταξύ των βασικών αμοιβών και της απασχόλησης. Οι περισσότεροι ερευνητές έχουν εστιάσει στην επίδραση των βασικών μισθών στην απασχόληση των εφήβων ηλικίας 14-19 ετών. Ένα χαρακτηριστικό γνώρισμα της βιβλιογραφίας είναι η διαφωνία των ερευνητών για το εάν οι βασικοί μισθοί έχουν επίδραση ή όχι στην απασχόληση. Ενώ πολλές μελέτες διαπιστώνουν ότι οι βασικοί μισθοί συσχετίζονται με μείωση της απασχόλησης (Brown, 1982, Gilroy et al., 1983, Neumark et al., 1992, Deere et al., 1995, Fallick, 1996), άλλες έρευνες έχουν καταλήξει σε αντίθετα συμπεράσματα (Card, 1990, 1992, Katz et al., 1992, Card et al., 1994), διαπιστώνοντας ότι οι βασικοί μισθοί δεν συνδέονται με καμία αλλαγή στην απασχόληση ή ακόμα ότι αυξάνουν τα επίπεδα απασχόλησης.

Σύμφωνα με τον Spetz (1990) υπάρχουν δύο λόγοι που αυτές οι μελέτες βρίσκουν διαφορετικά αποτελέσματα. Κατ' αρχάς, οι ερευνητές έχουν εξετάσει στοιχεία από διαφορετικές περιοχές (πόλεις, κράτη, και έθνη) και χρονικά διαστήματα (από διάφορες δεκαετίες). Για παράδειγμα, ο Burkhauser et al. (2000) χρησιμοποίησαν στοιχεία για την περίοδο 1979-1997 για τις Η.Π.Α. όπου φαίνεται να υπάρχουν τα μικρότερα αρνητικά αποτελέσματα του βασικού μισθού επί της απασχόλησης. Ακόμη, οι διαφοροποιήσεις στα ευρήματα αναφορικά με την επίδραση των βασικών μισθών στην απασχόληση μπορεί επίσης να οφείλεται στις διαφορετικές οικονομετρικές μεθόδους και τις μεταβλητές που χρησιμοποιεί η κάθε μελέτη.

Οι Baker et al. (1999) παίρνουν στοιχεία για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Επιπλέον, σύμφωνα με τους Burkhauser et al. (2000), υπάρχουν και πολλοί άλλοι παράγοντες που επιδρούν στην απασχόληση, όπως οι οικονομικές τάσεις, οι τοπικές αμοιβές, και τα δημογραφικά στοιχεία. Για παράδειγμα, μια από τις πρώτες μελέτες ήταν αυτή των Brown et al. (1982), που προσπάθησαν να υπολογίσουν την επίδραση των βασικών μισθών στο εργατικό δυναμικό των νέων εργαζόμενων (14-19 και 20-24 ετών), συμπεριλαμβάνοντας στο υπόδειγμα τους και τις οικονομικές διακυμάνσεις. Οι Brown et al. (1982) ισχυρίζονται ότι μια αύξηση κατά 10% στο βασικό μισθό μειώνει την εφηβική απασχόληση (14-19 ετών) από 1% έως 3%. Οι Brown et al. (1983) βρίσκουν την συνολική απασχόληση να μειώνεται μεταξύ 0,5% και 1,5% για κάθε αύξηση 10% στο βασικό μισθό. Οι πιο πρόσφατες μελέτες, εντούτοις, βρίσκουν ότι η απασχόληση δεν επηρεάζεται αρνητικά από τις αυξήσεις των βασικών μισθών.

2.1 Μελέτες στην βιομηχανία γρήγορου φαγητού των Η.Π.Α.

Οι Katz et al. (1992) ερεύνησαν τα αποτελέσματα της αύξησης του ομοσπονδιακού βασικού μισθού στην απασχόληση, στη βιομηχανία γρήγορου γεύματος στο Τέξας. Τα στοιχεία προήλθαν από τηλεφωνικές συνεντεύξεις για 100 εστιατόρια γρήγορου γεύματος, για μια περίοδο σχεδόν ενός έτους, από τον Δεκέμβριο του 1990 ως τον Αύγουστο του 1991, όπου οι διευθυντές ρωτήθηκαν για την απασχόληση και τις αμοιβές. Η έρευνα περιελάμβανε στοιχεία τόσο για υπαλλήλους πλήρους απασχόλησης όσο και για υπαλλήλους μερικής απασχόλησης. Οι Katz et al. (1992) καθόρισαν την αλλαγή στο βασικό μισθό σε κάθε εστιατόριο ως τη διαφορά μεταξύ της μέσης αρχικής αμοιβής της εταιρίας τον Δεκέμβριο του 1990 και του νέου ομοσπονδιακού ελάχιστου, (\$4,25 ανά ώρα), τον Απρίλιο του 1991.

Με βάση τα αποτελέσματα της έρευνας παρατηρείται μια υψηλά θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση, με τις εκτιμώμενες ελαστικότητες να κυμαίνονται από 1,70 έως 2,65.

Δικαιολογούν τα ευρήματα τους βάσει του γεγονότος, ότι η απασχόληση αυξάνεται στα εστιατόρια γρήγορου γεύματος, διότι οι εταιρείες αντικατέστησαν τους εργαζόμενους πλήρους απασχόλησης με μερικής απασχόλησης, οι οποίοι μπορεί να έχουν λιγότερα προσόντα.

Ο Card (1992) υιοθέτησε μια διαφορετική μέθοδο, εστιάζοντας την έρευνα σε εργαζόμενους με χαμηλά προσόντα. Ερεύνησε την επίδραση της αύξησης στο βασικό μισθό τον Ιούλιο του 1988 στις αλλαγές απασχόλησης από το 1987 ως το 1989, εξετάζοντας τις μεταβολές στην απασχόληση με μια ομάδα σύγκρισης στην οποία ο βασικός μισθός δεν άλλαξε. Βρήκε ότι η απασχόληση των εφήβων, για τους οποίους αυξήθηκε ο βασικός μισθός, αυξήθηκε γρηγορότερα από την απασχόληση των εφήβων της ομάδας ελέγχου και ότι αυτή η διαφορά ήταν στατιστικά σημαντική ενώ η κατ' εκτίμηση ελαστικότητα ήταν 0.35.

Λαμβάνοντας υπόψη αυτά τα συμπεράσματα, οι Spriggs et al. (1994) υιοθέτησαν την μέθοδο των Katz et al. (1992) συλλέγοντας στοιχεία από τηλεφωνικές έρευνες για τα εστιατόρια γρήγορου γεύματος στο Τζάκσον, το Μισισιπή και τη βόρεια Καρολίνα, για έναν μήνα πριν και έναν μήνα μετά από την αύξηση στον ομοσπονδιακό βασικό μισθό τον Απριλίου του 1991.

Η επίδραση της μεταβολής των βασικών μισθών στην απασχόληση δεν βρέθηκε να είναι στατιστικά σημαντική.

Οι Card et al. (1994) ερεύνησαν τα αποτελέσματα της αύξησης του βασικού μισθού το 1992 στο Νιου Τζέρσευ. Ακολούθησαν την προσέγγιση των Katz et al. (1992) για τα εστιατόρια γρήγορου γεύματος και εξέτασαν τη σχέση βασικών μισθών και απασχόλησης τον Φεβρουάριο του 1992, δύο μήνες πριν από την αύξηση των βασικών μισθών και έπειτα πάλι για τον Νοεμβρίου του

ίδιου έτους, περίπου επτά μήνες μετά την αύξηση βασικών μισθών. Διαφοροποιήθηκαν από την έρευνα των Katz et al. (1992) με τη συμπερίληψη στο δείγμα τους μιας ομάδας ελέγχου από τα εστιατόρια της ανατολικής Πενσυλβανίας, όπου ο βασικός μισθός δεν άλλαξε. Αυτό τους επέτρεψε να ελέγξουν την επίδραση στην απασχόληση της αύξησης του βασικού μισθού στο Νιου Τζέρσευ χρησιμοποιώντας τρία στατιστικά πειράματα: τη σύγκριση των αλλαγών απασχόλησης μεταξύ των εστιατορίων του Νιου Τζέρσευ, που πληρώνουν αρχικά διαφορετική αμοιβή, την σύγκριση των αλλαγών απασχόλησης των καταστημάτων που βρίσκονται μεταξύ του Νιου Τζέρσευ και των καταστημάτων στη Πενσυλβανία, και μια σύγκριση που χρησιμοποιεί όλη την πληροφόρηση και για τις δύο περιοχές πριν και μετά την επιβολή του βασικού μισθού. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι η αύξηση του βασικού μισθού στο Νιου Τζέρσευ σχετίζεται με αύξηση της απασχόλησης. Ακόμη, τα καταστήματα που αρχικά πλήρωναν χαμηλές αμοιβές παρουσίασαν σημαντικά περισσότερη αύξηση απασχόλησης μεταξύ του Φεβρουαρίου και του Νοέμβριου από ότι τα καταστήματα που πλήρωναν τις υψηλότερες αρχικές αμοιβές, ενώ η απασχόληση στο δείγμα της Πενσυλβανίας μειώθηκε.

Εν συνεχεία, οι Card et al. (1994), κατασκεύασαν ένα δείκτη αμοιβών ίσο με τη διαφορά μεταξύ της αρχικής αμοιβής και των \$5,25 ανά ώρα, (που είναι ο βασικός ωριαίος βασικός μισθός που εφαρμόστηκε) για τα καταστήματα στο Νιου Τζέρσευ και την Πενσυλβανία. Τα αποτελέσματα από την εισαγωγή του δείκτη στις οικονομετρικές εξειδικεύσεις, παρουσίασαν θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση της αύξησης βασικών μισθών πάνω στην απασχόληση, ενώ η ελαστικότητα εκτιμήθηκε στο 0,63-0,73.

Οι Card et al. (1994) έθεσαν σημαντικές ερωτήσεις για το κατάλληλο μέτρο του βασικού μισθού. Οι Katz et al. (1992) καθόρισαν την αλλαγή στο βασικό μισθό σε κάθε εστιατόριο ως τη διαφορά μεταξύ της μέσης αρχικής αμοιβής τον Δεκέμβριο του 1990 και του νέου ομοσπονδιακού ελάχιστου μισθού που τέθηκε τον Απρίλιο του 1991, χρησιμοποιώντας μια παραλλαγή του δείκτη Kaitz.

Οι Card et al. (1994) απέρριψαν τη χρήση του δείκτη Kaitz για δύο λόγους. Κατ' αρχάς, ισχυρίζονται ότι εάν ο βασικός μισθός προορίζεται να είναι ένα μέτρο της σχετικής τιμής εργασίας, ο δείκτης Kaitz πρέπει να συσχετίζεται θετικά με τις αμοιβές. Έπειτα έδειξαν, σε ένα δείγμα εργαζόμενων εφήβων, ότι αυτός ο συσχετισμός είναι αρνητικός επειδή ο παρονομαστής του δείκτη (η μέση αμοιβή των ενηλίκων) συσχετίζεται θετικά με τις αμοιβές των εφήβων (οι οποίες πιθανόν να επηρεάζονται από τις γενικές αλλαγές στα επίπεδα αμοιβών που συνδέονται με τον πληθωρισμό, παραγωγικότητα αύξηση, ή αλλαγές στην οικονομική δραστηριότητα).

Οι Berman et al. (2000) χρησιμοποιώντας στοιχεία από τα διοικητικά αρχεία μισθοδοτικών καταστάσεων των εστιατορίων γρήγορου γεύματος, τα σύγκριναν με αυτά της μελέτης των Card

et al. (1994) από τηλεφωνικές συνεντεύξεις των διευθυντών για τους εργαζόμενους πλήρους και μερικής απασχόλησης.

Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα των Card et al. (1994) τα αποτελέσματα των Berman et al. (2000), έδειξαν ότι η αύξηση των βασικών μισθών στο Νιου Τζέρσευ οδήγησε σε μείωση της απασχόλησης. Οι ελαστικότητες κυμάνθηκαν από -0,1 έως -1 με τις εκτιμήσεις να είναι στατιστικά σημαντικές.

Επιπλέον, οι Card et al. (2000) χρησιμοποίησαν στοιχεία από τα αρχεία του BLS (Στατιστική Υπηρεσία). Αντίθετα με την αρχική μελέτη που παρουσιάζεται εδώ, και την μελέτη των Berman et al. (2000) , βρίσκουν μικρά και θετικά αποτελέσματα της αύξησης στο βασικό μισθό στην απασχόληση, και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η αύξηση στο βασικό μισθό του Νιου Τζέρσευ δεν είχε πιθανώς καμία επίδραση στη συνολική απασχόληση στη βιομηχανία γρήγορου γεύματος του Νιου Τζέρσευ ή είχε ενδεχομένως μια μικρή θετική επίδραση .

Οι Dube et al. (2004) παρουσίασαν μια ανάλυση του αντίκτυπου του βασικού μισθού στα εστιατόρια του Σαν Φρανσίσκο στην απασχόληση. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από εστιατόρια που απασχολούν λιγότερους από 30 εργαζομένους, διότι αναφέρουν πως οι επιχειρήσεις με μικρό αριθμό εργαζόμενων ενδέχεται να επηρεαστούν γρηγορότερα από την εισαγωγή των βασικών μισθών από τις μεγαλύτερες επιχειρήσεις. Τα αποτελέσματα ήταν στατιστικά ασήμαντα.

Ο Yelowitz (2004) εξέτασε επίσης τα αποτελέσματα της εισαγωγής του βασικού μισθού στο Σαντα Φε σε ένα υπόδειγμα πρώτων διαφορών. Οι εκτιμήσεις του δείχνουν ότι η μεταβολή του βασικού μισθού είχε μικρά και ασήμαντα αποτελέσματα στη μεταβολή της απασχόλησης.

Οι Mastracci et al. (2003) χρησιμοποίησαν τα στοιχεία των Berman et al. (2000) για να υπολογίσουν τα αποτελέσματα βασικών μισθών στις εφηβικές αμοιβές και στην εφηβική απασχόληση (ηλικίας 14-19 ετών). Διαπίστωσαν ότι μια αύξηση στον κρατικό βασικό μισθό αυξάνει τις μέσες εφηβικές αμοιβές, αλλά έχει ασήμαντα στατιστικά αποτελέσματα απασχόλησης.

Οι Singell et al. (2006) εξετάζουν τα αποτελέσματα των βασικών μισθών στην βιομηχανία ποτών και φαγητών και στη βιομηχανία ξενοδοχείων στο Όρεγκον και την Ουάσιγκτον. Χρησιμοποιούν μηνιαία στοιχεία, από την στατιστική υπηρεσία BLS, για την περίοδο 1994-2001, μια περίοδος που περιλαμβάνει τρεις αυξήσεις στο βασικό μισθό στο Όρεγκον (το 1997, το 1998 και το 1999) και τρεις αυξήσεις στο βασικό μισθό στην Ουάσιγκτον (το 1999, το 2000 και το 2001).

Οι Singell et al. (2006) ομοίως εξέτασαν την επίδραση της εφαρμογής των βασικών μισθών πάνω στην απασχόληση στο Όρεγκον για τη βιομηχανία ποτών και φαγητών. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η αύξηση του βασικού μισθού σχετίζεται με μείωση της απασχόλησης. Η

ελαστικότητα της απασχόλησης ως προς το βασικό μισθό εκτιμάται στο -0,2. Αντίθετα, η εκτίμηση για την βιομηχανία ξενοδοχείων είναι θετική και στατιστικά σημαντική, με την ελαστικότητα στο 0,15. Οι Singell et al. (2006) αναφέρουν ότι η απουσία αρνητικής σχέσης για αυτόν τον τομέα οφείλεται στο γεγονός ότι οι βασικοί μισθοί σε αυτόν τον κλάδο δεν είναι δεσμευτικοί, αν και φυσικά αυτό το γεγονός δεν εξηγεί την θετική επίδραση που φαίνεται να ασκούν στην απασχόληση.

Ο Welch (1995) πρόσθεσε ότι η επίδραση στην απασχόληση για οποιοδήποτε τομέα εξαρτάται από την ένταση του παραγωγικού συντελεστή εργασίας. Παραδείγματος χάριν, εάν οι αλυσίδες εστιατορίων γρήγορου γεύματος είναι λιγότερο εντατικές στο φτηνό εργατικό δυναμικό από ότι είναι οι ανταγωνιστές τους (μικρά καταστήματα σάντουιτς), η επίδραση του υψηλότερου μισθού στις τιμές στα χαμηλόμισθα εστιατόρια θα μπορούσαν να προκαλέσουν μεγαλύτερη καταναλωτική ζήτηση στα εστιατόρια γρήγορου γεύματος και έτσι αύξηση στην απασχόληση.

2.2 Οι επιπτώσεις των βασικών μισθών σε ευαίσθητες ομάδες του εργατικού δυναμικού

Ο Foucans (1980) πρώτος ερεύνησε τα αποτελέσματα των βασικών μισθών στη απασχόληση για την Γαλλία, από το 1973-1977, κάνοντας διαχωρισμό του εργατικού πληθυσμού κατά ηλικία και φύλο. Βρήκε αρνητική και στατιστικά σημαντική επίπτωση των βασικών μισθών στην απασχόληση των νέων και των ενήλικων.

Ο Rosa (1981) χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία από το 1963-1979 για τους νέους ηλικίας 15-24 ετών στη Γαλλία, βρίσκει αρνητικά στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα στην απασχόληση.

Έπειτα από την επίλυση του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης, βρήκε ότι μια αύξηση 10% στις αμοιβές θα μείωνε την απασχόληση κατά 2-4,6%.

Ο Martin (1983) χρησιμοποίησε ετήσια στοιχεία από το 1962-1981, και βρήκε αρνητικά στατιστικά αποτελέσματα στην απασχόληση των νέων εργαζόμενων. Απαλείφοντας την αυτοσυσχέτιση βρήκε αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης αλλά μη στατιστικά σημαντικά.

Οι Bazen et al. (1991) χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία από το 1972-1980 εξέτασαν την επίδραση των βασικών μισθών στην απασχόληση των νέων 15-24 ετών και 25 ετών και άνω στη Γαλλία. Βρήκε ότι μια αύξηση στους κατώτατους μισθούς κατά 1% θα αυξήσει την απασχόληση κατά 4.4%. Βρήκε την κατ'επίπτωση ελαστικότητα απασχόλησης των νέων από -0,15 έως -0,23, και για τους ενήλικους γύρω στο μηδέν.

Ο Card (1992) ερεύνησε τις επιπτώσεις στην απασχόληση από την άνοδο του ομοσπονδιακού βασικού μισθού στην εφηβική απασχόληση στις Η.Π.Α. Ο ομοσπονδιακός βασικός μισθός

αυξήθηκε από \$3.35 ανά ώρα σε \$3.80 ανά ώρα την 1 Απριλίου του 1990 και έπειτα σε \$4.25 τον Απρίλιο του 1991. Ο Card (1992) διαπίστωσε ότι οι πολιτείες που είχαν υψηλότερους βασικούς μισθούς δεν επηρεάστηκαν από την αύξηση στον ομοσπονδιακό βασικό μισθό, ενώ οι χαμηλόμισθες πολιτείες επηρεάστηκαν θετικά. Επιπλέον, επηρεάστηκαν οι πολιτείες που είχαν έναν υψηλότερο ποσοστό εφήβων που κέρδιζαν κάτω από το νέο βασικό μισθό.

Οι Deere et al. (1995) με αφορμή τις αυξήσεις στους ομοσπονδιακούς βασικούς μισθούς των Η.Π.Α. του 1990 και του 1991 χώρισαν τον πληθυσμό βάσει της ωριαίας αμοιβής τους πριν και μετά την αύξηση του βασικού μισθού. Έπειτα χώρισαν τον πληθυσμό με βάση την ηλικία, τη φυλή, το έθνος, την εκπαίδευση και την οικογενειακή κατάσταση χρησιμοποιώντας στοιχεία από το 1985-1993.

Βρίσκουν ότι η απασχόληση μειώνεται ως αποτέλεσμα της αύξησης των βασικών μισθών και τη μείωση να είναι μεγαλύτερη για τους εργαζόμενους ηλικίας 15-19 ετών, από -0,27 έως -0,42, ενώ ακολουθεί η ηλικιακή ομάδα 20-24 ετών.

Ακόμη παρατηρούνται έντονες φυλετικές διαφορές με τους έγχρωμους εργαζόμενους να υφίστανται τις υψηλότερες μειώσεις στην απασχόληση συγκριτικά με τους λευκούς. Δεν παρατηρούνται αντίθετα, διαφορές στην απασχόληση βάσει φύλου.

Οι Deere et al. (1995) έδειξαν ότι τα ποσοστά αύξησης απασχόλησης για τα μορφωμένα ενήλικα άτομα ήταν υψηλότερα στις χαμηλόμισθες πολιτείες απ' ότι στις υψηλόμισθες πολιτείες, μεταξύ 1989 και 1992.

Ο Maloney (1995) υπολόγισε την επίπτωση των βασικών μισθών στην απασχόληση των εφήβων και των νέων ενηλίκων για την περίοδο 1985 μέχρι το 1993 στη Νέα Ζηλανδία δεδομένου ότι ο βασικός μισθός καλύπτει για την περίοδο όπου εξέτασε εργαζόμενους ηλικίας 20 ετών. Βρήκε μια σημαντική αρνητική επίπτωση του βασικού μισθού στην απασχόληση των νέων ενηλίκων στο -0,35, και μια σημαντική θετική επίδραση στους εφήβους, με μια ελαστικότητα 0,69. Συμπέρανε ότι αυτές οι δυο ομάδες είναι στενά υποκατάστατα. Επιπλέον, όταν περιορίζει το δείγμα του σε λιγότερο εκπαιδευμένους νέους ενηλίκους, βρίσκει μια πολύ μεγαλύτερη ελαστικότητα στο -0,57, από ότι για τους νέους ενηλίκους συνολικά.

Ο Donald et al. (1996) μελέτησε την αύξηση των βασικών μισθών στην απασχόληση των νέων από το 1975-1985 για την Ολλανδία. Ο Donald et al. (1996) βρήκε ότι η συνολική απασχόληση μειώθηκε κατά 3% από την αύξηση των βασικών μισθών. Χώρισε τους εργαζόμενους σε υψηλής και χαμηλής εκπαίδευσης και βρήκε ότι η απασχόληση για τους χαμηλής εκπαίδευσης εργαζόμενους μειώθηκε κατά 2% και για τους υψηλής εκπαίδευσης εργαζόμενους μειώθηκε σε 2-4%.

Ο Dolado et al. (1996) σε μια panel data εκτίμηση για νέους ηλικίας 16-19 ετών που εργάζονται σε έξι χαμηλόμισθους τομείς στην Ισπανία, βρήκε μια θετική και στατιστικά σημαντική ελαστικότητα σε 0,08 για την συνολική απασχόληση. Για τους νέους εργαζόμενους ηλικίας 16-19 ετών βρήκε όμως μια στατιστικά σημαντική ελαστικότητα -0,15 προς την αντίθετη κατεύθυνση.

Επίσης, ερευνήσε την αύξηση των βασικών μισθών κατά 83% το 1990 στους νέους εργαζόμενους 16 ετών και 15% στους νέους εργαζόμενους 17 ετών, από το 1990-1991 και βρήκε θετικούς συντελεστές.

Ο Chapple (1997) εστιάζει την ανάλυση του μόνο στους νέους ενηλίκους και επιβεβαιώνει τα αποτελέσματα του Maloney (1995) για την Νέα Ζηλανδία, για τους νέους ενηλίκους, με την ελαστικότητα από -0,17 έως -0,34, χρησιμοποιώντας αποπληθωρισμένο βασικό μισθό.

Ο Bell (1997) εκτιμά την ελαστικότητα απασχόλησης στο -0,18 για το Μεξικό ενώ για την Κολομβία η ελαστικότητα απασχόλησης είναι -0,34.

Έπειτα ο Bell (1997) επέκτεινε την έρευνα του χρησιμοποιώντας panel data και χώρισε το εργατικό δυναμικό βάσει εκπαιδευτικού επιπέδου. Βρίσκει την ελαστικότητα απασχόλησης για το Μεξικό από -0,03 έως και 0,03 (για τους χαμηλής εκπαίδευσης) και -0,01 έως και -0,05 (για τους υψηλής εκπαίδευσης). Όσο αφορά την Κολομβία η ελαστικότητα απασχόλησης είναι -0,15 έως και -0,33 (για τους χαμηλής εκπαίδευσης) και -0,03 έως και -0,24 (για τους υψηλής εκπαίδευσης).

Ο Pereira (2003) βρίσκει ότι μια αύξηση του βασικού μισθού μείωσε σημαντικά την απασχόληση στη Νέα Ζηλανδία, σε ένα δείγμα εργαζομένων μεταξύ 18-19 ετών και ενώ οδήγησε σε αύξηση της απασχόλησης για εργαζόμενους μεταξύ 20-25 ετών.

Οι Hyslop et al. (2004) μελέτησαν την αύξηση των βασικών μισθών για το 2001 σε ένα δείγμα νέων εργαζομένων (18-19 ετών) και εφήβων (16-17 ετών) για τη Νέα Ζηλανδία. Οι εκτιμήσεις για τους εργαζόμενους ηλικίας 16-17 ετών και 18-19 ετών είναι θετικές. Για παράδειγμα, το 2001 η απασχόληση ανέβηκε κατά 0,04 για τους εργαζόμενους 20-21 ετών, 0,007 για τους εργαζόμενους 18-19 ετών και 0,022 για τους εργαζόμενους 16-17 ετών ενώ ο βασικός μισθός αυξήθηκε.

Οι Bernstein et al. (2000) υπολογίζουν τις αλλαγές στα ποσοστά απασχόλησης ως συνάρτηση του βασικού μισθού για τους εφήβους και τους ενηλίκους με εκπαίδευση μικρότερη του γυμνασίου για τρεις περιόδους (1995-1996, 1995-1997, και 1995-1998) από τις αυξήσεις στους βασικούς μισθούς στις Η.Π.Α. Για τους εφήβους, μια αρνητική και στατιστικά σημαντική επίπτωση στην απασχόληση παρατηρείται, αλλά μόνο για την περίοδο 1995-1996, ενώ για τις περιόδους 1995 -1997 και 1995-1998 οι εκτιμήσεις είναι αρνητικές αλλά στατιστικά ασήμαντες.

Η εκτιμημένη ελαστικότητα της απασχόλησης ως προς τον βασικό μισθό για τους εφήβους είναι -1 και στατιστικά σημαντική. Ομοίως οι εκτιμήσεις για το δείγμα των ενήλικων εργαζόμενων (20-54 ετών) δείχνουν μια θετική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ βασικού μισθού και απασχόλησης.

Παρόλαυτα, οι συγγραφείς επισημαίνουν πως το δείγμα είναι παρά πολύ μικρό και τα εμπειρικά ευρήματα θα πρέπει να εξετάζονται βάσει αυτού του προβλήματος.

Ο Rama (2001) εξέτασε την επίδραση της αύξησης των βασικών μισθών το 1990 και το 1995 πάνω στην απασχόληση για την Ινδονησία σε μια ελάχιστη αύξηση του 1990 και σε διπλασιασμό αυτών το 1995. Χρησιμοποιώντας panel data βρήκε την ελαστικότητα της συνολικής απασχόλησης στο -0,04. Για τους εργαζόμενους ηλικίας 15-24 ετών, η σχέση ενδιαφέροντος δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Οι Suryahadi et al. (2003) επεκτείνουν το υπόδειγμα του Rama (2001) για την Ινδονησία διαχωρίζοντας το εργατικό δυναμικό σε αντρικό και γυναικείο, σε ενηλίκων και εφήβων αντίστοιχα, σε λιγότερο και περισσότερο εκπαιδευμένους καθώς και σε πλήρους και μερικής απασχόλησης.

Τα αποτελέσματα αποδεικνύουν ισχυρά σημαντικά αρνητικά αποτελέσματα της αύξησης των βασικών μισθών πάνω στην απασχόληση. Για τις γυναίκες η ελαστικότητα είναι -0,16 και για τις λιγότερο εκπαιδευμένες γυναίκες -0,09. Για τους άνδρες τα αποτελέσματα είναι αρνητικά αλλά μη στατιστικά σημαντικά.

Ο Leigh (2003) μελέτησε την επίδραση των βασικών μισθών στην απασχόληση στην Αυστραλία από το 1981-2002, χρησιμοποιώντας στοιχεία από την Στατιστική Υπηρεσία. Για τους εργαζόμενους ηλικίας 15-24 ετών η ελαστικότητα ήταν -0,389 και στατιστικά σημαντική ενώ τους εργαζόμενους 25-34 ετών η ελαστικότητα απασχόλησης ήταν -0,139 αλλά στατιστικά ασήμαντη.

Εν συνεχεία, για τις γυναίκες ηλικίας 15-24 ετών η ελαστικότητα ήταν -0,471 και στατιστικά σημαντική ενώ για τους άνδρες -0,366 επίσης στατιστικά σημαντική. Για τις γυναίκες και τους άνδρες ηλικίας 25-34 ετών η ελαστικότητα είναι -0,15 και -0,098 αντίστοιχα και στατιστικά ασήμαντη.

Οι Harding et al. (2004) υπολόγισαν την ελαστικότητα απασχόλησης ως προς τους βασικούς μισθούς για τους έφηβους εργαζόμενους για μια περίοδο ενός έτους (2003) και βρήκαν αποτελέσματα παρόμοια με τον Leigh (2003), με την ελαστικότητα να κυμαίνεται στο -0,21.

Οι Neumark et al. (2007) εξέτασαν τις επιπτώσεις στην αύξηση του ομοσπονδιακού μισθού το 1996 για διάφορες πολιτείες (Νέα Υόρκη, Κάνσας, Μίσιγκαν, Μινεσότα, Καρολίνα κ.α.) για μια περίοδο από το 1997- 2005. Διαχώρισαν το δείγμα κατά φύλο, ηλικία, εκπαίδευση και φυλή.

Η επίδραση της αύξησης του βασικού μισθού στην απασχόληση, για τους νέους (20-24 ετών) με ανώτατη εκπαίδευση, είναι αρνητική και στατιστικά σημαντική τόσο για τους άνδρες όσο και για τις γυναίκες με τις ελαστικότητες σε $-0,095$ και $-0,798$ αντίστοιχα.

Η εκτιμημένη ελαστικότητα απασχόλησης ως προς το βασικό μισθό για τους έγχρωμους εργαζόμενους είναι $-0,627$ και στατιστικά σημαντική για τους νέους άνδρες (16-24 ετών) και $-0,552$ και στατιστικά σημαντική για τους νέους άνδρες (20-24 ετών).

Η εκτιμημένη ελαστικότητα απασχόλησης ως προς το βασικό μισθό για τους έγχρωμους εργαζόμενους είναι $-0,069$ και στατιστικά σημαντική για τις νέες γυναίκες (20-24 ετών).

Ο Lemos (2004) χρησιμοποίησε τα ίδια στοιχεία με την Fajnzylber (2001) αλλά επέκτεινε την χρονική περίοδο έως το 2000 για την Βραζιλία. Χρησιμοποιώντας panel data δεδομένα, διαχώρισε το εργατικό δυναμικό σε υψηλής και χαμηλής εκπαίδευσης. Βρίσκει αρνητικά και στατιστικά αποτελέσματα απασχόλησης, $-0,04$ για τους εργαζόμενους χαμηλής εκπαίδευσης και για τους εργαζόμενους υψηλής εκπαίδευσης βρίσκει θετικά στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα απασχόλησης.

Οι Eriksson et al. (2004) ερεύνησαν την επίπτωση της αύξησης των μισθών κατά 70% στην Τσεχία κατά τη διάρκεια 1998-1999 και κατά 50% στη Σλοβακία κατά τη διάρκεια του 1999-2000.

Οι Eriksson et al. (2004) χώρισαν τις βιομηχανίες i) βάσει τον αριθμό των εργαζόμενων που απασχολούν, ii) σε λιγότερο και περισσότερο από εκατό εργαζόμενους, και iii) τους εργαζόμενους με βάσει την εκπαίδευση τους, βασική και μικρότερη εκπαίδευση από βασική. Ερεύνησαν την επίπτωση των βασικών μισθών τόσο στην απασχόληση όσο και στις ώρες εργασίας.

Όσο αφορά την Τσεχία, η συνολική επίπτωση στις ώρες εργασίας κατά την περίοδο 1998-1999 η ελαστικότητα είναι $-0,119$ ενώ από το 1999-2000 για την Σλοβακία η αντίστοιχη ελαστικότητα είναι $-0,124$. Η ελαστικότητα απασχόλησης για την περίοδο 1998-1999 είναι $0,185$ ενώ για τη περίοδο 1999-2000 είναι $-0,185$.

Χωρίζοντας τους εργαζόμενους σε βασική και μικρότερη από βασική εκπαίδευση βρίσκουν μη στατιστικά σημαντικές ελαστικότητες. Για τους εργαζόμενους βασικής εκπαίδευσης η ελαστικότητα είναι $0,103$ για την πρώτη περίοδο και $-0,13$ για την δεύτερη. Για τους εργαζόμενους με μικρότερη εκπαίδευση της βασικής η ελαστικότητα είναι $-0,014$ για την πρώτη περίοδο και $-0,036$ για την δεύτερη.

Διαχωρίζοντας τις βιομηχανίες βάσει των εργαζόμενων που απασχολούν βρίσκουν την ελαστικότητα απασχόλησης σε $-0,155$ (1998-1999) και $-0,365$ (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντες για επιχειρήσεις με λιγότερους από εκατό εργαζόμενους.

Για τις επιχειρήσεις με περισσότερους από εκατό εργαζόμενους η ελαστικότητα απασχόλησης είναι -0,119 (1998-1999) και 1,644 (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντες.

Όσο αφορά την επίπτωση στις ώρες εργασίας βρίσκουν στατιστικά ασήμαντες ελαστικότητες -0,039 (1998-1999) και 1,805 (1999-2000) για τις επιχειρήσεις με περισσότερους από εκατό εργαζόμενους και -0,108 (1998-1999), -0,375 και μη στατιστικά σημαντικές για τις επιχειρήσεις με λιγότερους από εκατό εργαζόμενους.

Για εργαζόμενους με βασική εκπαίδευση η ελαστικότητα απασχόλησης είναι -0,019 (1998-1999) και στατιστικά σημαντική και -0,006 (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντη για τις επιχειρήσεις με περισσότερους από εκατό εργαζόμενους. Για τις επιχειρήσεις με λιγότερους από εκατό εργαζόμενους η ελαστικότητα απασχόλησης είναι 0,096 (1998-1999) και -0,070 (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντες.

Για τους εργαζόμενους με μικρότερη της βασικής εκπαίδευσης βρίσκουν ελαστικότητες απασχόλησης -0,017 (1998-1999) και -0,021 (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντες, για επιχειρήσεις με περισσότερους από εκατό εργαζόμενους. Για τις επιχειρήσεις με λιγότερους από εκατό εργαζόμενους οι ελαστικότητες είναι 0,091 (1998-1999) και -0,072 (1999-2000) και στατιστικά ασήμαντες.

2.3 Ώρες και απασχόληση

Οι Couch et al. (2001) επισήμαναν ότι οι βασικές προβλέψεις των διάφορων θεωρητικών προτύπων αναφέρονται στην απασχόληση. Θα έπρεπε να ελέγχονται και οι επιπτώσεις των βασικών μισθών στις ώρες εργασίας διότι οι εργοδότες μπορούν επίσης να ρυθμίσουν τον αριθμό ωρών εργασίας των υπαλλήλων τους, αντί να προβούν σε απολύσεις λόγω μια μεταβολής του βασικού μισθού.

Οι Dickens et al. (1993) χρησιμοποίησαν στοιχεία από το 1978-1992 για τους τομείς του ρουχισμού και της λιανικής πώλησης στη Μ. Βρετανία. Εκτίμησαν την ελαστικότητα απασχόλησης στο -0,019 για την λιανική πώληση και στατιστικά σημαντική, και -0,069 για τον κλάδο του ρουχισμού.

Έπειτα εξέτασαν την επίδραση στις συνολικές ώρες απασχόλησης βρίσκοντας μη στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα και για τους δυο κλάδους.

Ο Michl (1996,2000) σκέφτηκε ότι η διαφορά των αποτελεσμάτων των ερευνών των Card et al. (1994) (θετικά αποτελέσματα απασχόλησης) και των Neumark et al. (2000) (αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης), για τα εστιατόρια του Τζέρσευ και της Πενσυλβάνιας, απεικονίζουν το γεγονός ότι μετρά την απασχόληση και όχι τις συνολικές ώρες.

Ο Michl (1996,2000) για να εξετάσει αυτήν την υπόθεση, συγκρίνει τις αλλαγές στην απασχόληση και τις συνολικές ώρες από την μεταβολή στον βασικό μισθό. Οι εκτιμήσεις πρώτων διαφορών δείχνουν μια αρνητική επίπτωση της μεταβολής των βασικών μισθών στην μεταβολή των μέσων ωρών εργασίας. Ακόμη βρίσκει μια θετική επίδραση από μια αύξηση του βασικού μισθού στους εργαζόμενους πλήρους απασχόλησης.

Ειδικότερα, ο Zavodny (2000) ερεύνησε τα αποτελέσματα των αλλαγών των βασικών μισθών στις ώρες εργασίας. Ο Zavodny (2000) χρησιμοποιεί στοιχεία από το 1979-1993 για διάφορες Πολιτείες. Τα αποτελέσματά παρουσιάζουν μια αρνητική σχέση μεταξύ βασικών μισθών και απασχόλησης όσο αφορά τους εφήβους (14-19 ετών), με την ελαστικότητα σε -0,12. Επιπλέον, τα κατ' εκτίμηση αποτελέσματα των βασικών μισθών στις ώρες εργασίας κατά μέσον όρο ανά εργαζόμενο είναι είτε θετικά (με τον πραγματικό βασικό μισθό) είτε κοντά στο μηδέν (με το σχετικό βασικό μισθό), που σημαίνει ότι οι εταιρίες δεν ρύθμισαν τις μέσες ώρες των εφήβων προς τα κάτω ως αντίδραση στον υψηλότερο βασικό μισθό. Η ελαστικότητα για τις συνολικές ώρες εργασίας είναι -0,11.

Ο Wittenburg (2001) σε αντίθεση με τον Zavodny (2000) διαπιστώνει ότι οι βασικοί μισθοί οδηγούν σε μείωση της απασχόλησης και των συνολικών ωρών εργασίας των εφήβων. Ακολουθώντας τη μεθοδολογία των Burkhauser et al. (2000) χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1979 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1992 και εκτιμούν την ελαστικότητα των ωρών εργασίας των εφήβων ως προς τον βασικό μισθό μεταξύ -0,48 ως -0,77, ενώ για την συνολική απασχόληση οι αντίστοιχες ελαστικότητες είναι -0,6 ως -0,96.

Οι Zavodny et al. (2000) υποστηρίζουν πως οι εργοδότες ανταποκρίνονται σε μια αύξηση των βασικών μισθών, με τη μείωση και της απασχόλησης εφήβων αλλά και των μέσων ωρών εργασίας.

Η Fajnzylber (2001) χρησιμοποίησε στοιχεία για την περίοδο από το 1982 – 1997 και εκτίμησε την επίπτωση των βασικών μισθών στο εισόδημα και έπειτα στην απασχόληση για την Βραζιλία. Η βραχυχρόνια ελαστικότητα απασχόλησης ήταν -0,10 και η μακροχρόνια ελαστικότητα απασχόλησης ήταν -0,05 έως -0,08 χρησιμοποιώντας υστερήσεις.

Ο Stewart (2003) βρίσκει αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης μόνο για τις ενήλικες γυναίκες , (από -0,011 έως -0,019) αλλά μη στατιστικά σημαντικά. Για τις υπόλοιπες ομάδες εργατικού δυναμικού τα αποτελέσματα απασχόλησης είναι θετικά αλλά μη στατιστικά σημαντικά.

Επίσης, εκτιμά την επίδραση στις συνολικές ώρες εργασίας βρίσκοντας πάλι θετικά αποτελέσματα απασχόλησης μεταξύ 0,006-0,141.

Οι Gindling et al. (2004) εξέτασαν στοιχεία από το 1988-2000 μετά από μια διαφοροποίηση στο νόμο για τον κατώτατο μισθό στην Κόστα Ρίκα. Βρίσκουν την ελαστικότητα απασχόλησης $-0,11$ και μη στατιστικά σημαντική, ενώ η ελαστικότητα ωρών εργασίας είναι $-0,06$.

Οι Mastracci et al. (2005) ερευνήσαν την επίδραση στην απασχόληση (ωριαία και συνολική) του Σικάγο μετά από δυο σταδιακές αυξήσεις των βασικών μισθών. Οι βασικοί μισθοί αυξήθηκαν από $5,15\$$ σε $5,50\$$ τον Ιανουάριο του 2004 και σε $6,50\$$ τον Ιανουάριο του 2005. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από το Εθνικό Οικονομικό γραφείο Ερευνών του Σικάγο για την περίοδο πριν και μετά την αύξηση των βασικών μισθών του 2005.

Χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 27.298 εργαζομένων, υπήρξε πτώση στην απασχόληση από την αύξηση των βασικών μισθών, αλλά η σχέση δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Ακόμη φαίνεται ότι οι εταιρίες αντιδρούν στην αύξηση των δαπανών εργασίας με τη μείωση των εργάσιμων ωρών.

Οι Mastracci et al. (2005) υποστηρίζουν ότι η μείωση στις ώρες εργασίας δεν προήλθε από καθαρή απώλεια εργασίας αλλά από την πτώση στις ώρες εκείνων που απασχολούνται συνήθως περισσότερο από 20 ώρες την εβδομάδα. Οι Mastracci et al. (2005) υπογράμμισαν ότι κάποιοι εργάτες συνέχισαν να λαμβάνουν μικρότερους μισθούς από τον βασικό μισθό.

Ο Schiller (1994) υποστηρίζει ότι η υψηλή συχνότητα μη συμμόρφωσης αναφορικά με την πληρωμή του κατώτατου μισθού στους εργαζόμενους πιθανόν να επηρεάζει τα ευρήματα της εμπειρικής βιβλιογραφίας.

Οι Mastracci et al. (2005) στη συνέχεια, διαχώρισαν μεταξύ χαμηλόμισθων και υψηλόμισθων εργαζομένων και εξέτασαν τη σχέση ενδιαφέροντος για το κάθε δείγμα. Συμπεράναν ότι το μερίδιο απασχόλησης ήταν αμετάβλητο για τους χαμηλόμισθους εργαζομένους αλλά οι υψηλόμισθοι εργαζόμενοι είναι πιθανότερο να χάσουν τις εργασίες τους αμέσως μετά την αύξηση των βασικών μισθών. Ένας παρόμοιος διαχωρισμός για τις ώρες εργασίας καταδεικνύει ότι οι ώρες των υψηλόμισθων εργαζομένων μειώθηκαν σε αντίθεση με τις ώρες εργασίας των χαμηλόμισθων εργαζομένων.

2.4 Οι μακροχρόνιες επιδράσεις των βασικών μισθών στην απασχόληση

Πολλοί ερευνητές ανέστησαν επίσης τις ερωτήσεις για πόσο καιρό πρέπει να πάρει για τους βασικούς μισθούς για να έχουν την πλήρη επίδρασή τους στην απασχόληση. Ο Burkhauser et al. (2000) βρήκε μια μακροχρόνια επίδραση των βασικών μισθών πάνω στα τρέχοντα επίπεδα απασχόλησης.

Ανάλογα είναι τα αποτελέσματα των Keil et al. (2001) όπου εκτιμούν την ελαστικότητα απασχόλησης σε -0.37 ως προς τον βασικό μισθό.

Όμως, πολλοί οικονομολόγοι θεώρησαν ότι οποιαδήποτε αποτελέσματα από τις μεταβολές στο βασικό μισθό πρέπει να γίνονται αισθητά σχετικά γρήγορα. Για παράδειγμα, ο Brown et al. (1982) υποστηρίζει τα άμεσα αποτελέσματα από τις αυξήσεις των βασικών μισθών διότι οι αυξήσεις στους βασικούς μισθούς αναγγέλλονται αρκετά μήνες πριν και έτσι οι εργοδότες μπορούν να προετοιμαστούν και να μεταβάλλουν ανάλογα την απασχόληση στην επιχείρησή τους.

Ο Leigh (1986) χρησιμοποίησε στοιχεία για την περίοδο 1966-1986, για να υπολογίσει την ελαστικότητα απασχόλησης ως προς τον βασικό μισθό στην Αυστραλία. Ο Leigh (1986), βρήκε μια ελαστικότητα $-0,6$. Ακόμη και οι μελέτες, των Pissarides (1987), Lewis et al. (1988), βρίσκουν μια αρνητική ελαστικότητα από $-0,6$ έως $-0,8$ για την ίδια χρονική περίοδο στην Αυστραλία.

Σε μια μεταγενέστερη μελέτη ο Leigh (2003) μελέτησε την επίδραση των βασικών μισθών στην απασχόληση από το 1981-2002, χρησιμοποιώντας στοιχεία από την Στατιστική Υπηρεσία της Αυστραλίας. Μελέτησε την επίδραση των κατώτατων μισθών ένα, δυο, τρεις και τέσσερις μήνες μετά την αύξηση. Η εκτιμημένη ελαστικότητα της απασχόλησης ως προς τον βασικό μισθό για ένα μήνα μετά ήταν $-0,17$, για δύο μήνες μετά $-0,240$, για τρεις μήνες μετά ήταν $-0,290$ και τέσσερις μήνες μετά $-0,163$.

Οι Card et al. (1996) υποστηρίζουν επίσης ότι οι βιομηχανίες που απασχολούν εργαζομένους πληρώνοντας το βασικό μισθό (π.χ. η βιομηχανία γρήγορου γεύματος) μπορούν εύκολα να προσαρμόσουν τα επίπεδα προσωπικού.

2.5 Η επίδραση των κατώτατων μισθών στην Ελλάδα

Η Koutsogeorgoroulou (1994) μελετά την επίδραση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση για μια χρονική περίοδο από το 1962-1987. Ο βασικός μισθός (εξαρτώμενη μεταβλητή) προσεγγίζεται από τις πραγματικές αποδοχές στον κλάδο των κατασκευών, οι οποίες περιλαμβάνουν και τις πληρωμές υπερωριών. Βρίσκει ότι μια αύξηση κατά 1% στον πραγματικό βασικό μισθό αυξάνει τις πραγματικές αμοιβές των ανδρών εργαζόμενων κατά 0,32%. Ομοίως, και για τις γυναίκες είναι 0,32%. Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με του Kaufman (1989) που βρίσκει την ελαστικότητα για τους άνδρες και τις γυναίκες να κυμαίνεται από 0,41 έως 0,89, σε μια έρευνα στο Ηνωμένο Βασίλειο. Επίσης, βρίσκει παρόμοια αποτελέσματα με τους Bazen et al. (1991) σε μια έρευνα για τους εφήβους στην Γαλλία, με την ελαστικότητα από 0,44 έως και 0,68.

Έπειτα, εξετάζει την επίπτωση των βασικών μισθών στην απασχόληση πάλι για την περίοδο από το 1962-1987 ακολουθώντας το υπόδειγμα του Mincer (1976) σε διαφορές και βρίσκει την ελαστικότητα για τους άνδρες σε $-0,362$ και $-0,67$ για τις γυναίκες.

Η Koutsogeorgopoulou (1994) υποστηρίζει ότι θα μειωθεί η απασχόληση (λόγω αύξησης του βασικού μισθού) μέσω της αντικατάστασης εργασίας με κεφάλαιο, παρά μέσω της αντικατάστασης της γυναικείας με ανδρική εργασία ή το αντίθετο.

Ο Karageorgiou (2004) χρησιμοποιεί ετήσια στοιχεία για μια περίοδο από το 1974-2001 για να εξετάσει την επίπτωση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση των εφήβων (15-19 ετών) και των νέων ενηλίκων 20-24 ετών. Ο Karageorgiou (2004) βρίσκει αρνητικά αποτελέσματα αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση των νέων ενηλίκων, με την ελαστικότητα σε $-0,05$ έως $-0,12$ αλλά μη στατιστικά σημαντική και θετικά αποτελέσματα για τους έφηβους με τις ελαστικότητες από $0,22$ – $0,63$ και στατιστικά σημαντικές. Ο Karageorgiou (2004) διαπιστώνει ότι αυτές οι δύο ομάδες εργατικού δυναμικού είναι πολύ στενά υποκατάστατα, τόσο έτσι ώστε ο υψηλότερος βασικός μισθός να προκαλεί την ισχυρή αντικατάσταση των νέων ενηλίκων με εφήβους.

Κεφάλαιο 3: Δεδομένα- Μεθοδολογία Έρευνας

Εισαγωγή

Από τη βιβλιογραφική ανασκόπηση γίνεται αντιληπτό πως υπάρχει ένα ευρύ φάσμα μελετών και ερευνών που ασχολούνται την επίπτωση των αυξήσεων των βασικών μισθών τόσο στην συνολική απασχόληση όσο και σε ιδιαίτερες ευαίσθητες ομάδες (έφηβοι, χαμηλής εκπαίδευσης κ.τ.λ). Όπως παρουσιάσαμε παραπάνω τα αποτελέσματα των βασικών μισθών στην απασχόληση είναι αμφιλεγόμενα. Οι Brown et al. (1982), ο Gilroy et al. (1983), οι Neumark et al. (1992), οι Deere et al. (1995), ο Fallick et al. (1996), ο Lewis (1983), οι Harding et al. (2004) διαπιστώνουν αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης των αυξήσεων των βασικών μισθών για διάφορες χώρες και χρονολογικές περιόδους. Εν αντιθέσει, ο Card (1990,1992), οι Katz et al. (1992), οι Card et al. (1994), ο Yelowitz (2004) βρίσκουν θετικά αποτελέσματα απασχόλησης.

3.1 Εξειδίκευση Υποδείγματος

Το μεγαλύτερο ποσοστό της διαθέσιμης βιβλιογραφίας εκτιμά την επίδραση των βασικών μισθών μέσω του μοντέλου του Mincer (1976) :

$$E_y/P_y = b_0 + b_1 MW + b_2 U + kZ_t + \varepsilon_b \quad (3.1.a)$$

όπου

- όπου E_y είναι η απασχόληση,
- P_y είναι ο πληθυσμός,
- MW οι βασικοί μισθοί,
- U η ανεργία και
- Z_t άλλοι οικονομικοί παράγοντες (οικονομικοί κύκλοι, πληθωρισμός).

Η Koutsogeorgoroulou (1994) ακολουθεί το συγκεκριμένο υπόδειγμα για την περίπτωση της Ελλάδας για να εξετάσει την επίπτωση των ανόδων των κατώτατων μισθών στην ανδρική και τη γυναικεία απασχόληση, ενώ οι Bazen et al. (1991) ακολουθούν το υπόδειγμα του Mincer (1976), με κάποιες παραλλαγές, για να εξετάσουν την επίδραση των ανόδων των κατώτατων μισθών στην εφηβική απασχόληση για την Γαλλία.

Βασιζόμενη στην έρευνα της Koutsogeorgoroulou (1994) και των Bazen et al. (1991) η παρούσα μελέτη θα εξετάσει την επίδραση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση ως προς τον πληθυσμό εκτιμώντας το υπόδειγμα:

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t \quad (3.1.\beta)$$

όπου:

- όπου E_y/P_y είναι το ετήσιο ποσοστό απασχόλησης προς τον πληθυσμό, που προκύπτει αν διαιρέσουμε την απασχόληση E_y με τον πληθυσμό P_y
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί

Ειδικότερα η συγκεκριμένη μελέτη θα εξετάσει το λογαριθμημένο υπόδειγμα επιπτώσεων των πραγματικών βασικών μισθών στις παρακάτω ομάδες:

- στο ποσοστό της συνολικής απασχόλησης ως προς τον συνολικό πληθυσμό
- στο ποσοστό της γυναικείας απασχόλησης προς τον γυναικείο πληθυσμό
- στο ποσοστό της ανδρικής απασχόλησης ως προς τον ανδρικό πληθυσμό
- στο ποσοστό της εφηβικής απασχόλησης (15-19 ετών) ως προς τον εφηβικό πληθυσμό
- στο ποσοστό της νέας ενήλικης απασχόλησης (20-24 ετών) ως προς τον πληθυσμό των νέων ενηλίκων

Για την πραγματοποίηση της εμπειρικής ανάλυσης χρησιμοποιήθηκαν ετήσια δεδομένα που αφορούν την περίοδο από 1984 έως 2006 για τις τρεις πρώτες ομάδες του πληθυσμού (συνολική, γυναικεία, ανδρική απασχόληση). Για τις δύο άλλες ομάδες πληθυσμού (εφηβική και νέα ενήλικη απασχόληση), βάσει της διαθεσιμότητας των στοιχείων, χρησιμοποιήθηκαν ετήσια δεδομένα αλλά για μικρότερη χρονική περίοδο από το 1986-1999.

Τα δεδομένα της απασχόλησης, του πληθυσμού και των βασικών μισθών αντλήθηκαν από την Ελληνική Στατιστική Υπηρεσία. Οι βασικοί μισθοί προσαρμόστηκαν βάσει της ισοτιμίας δραχμής /ευρώ (ECU) όπου τα δεδομένα λήφθηκαν από την Eurostat.

Χρησιμοποιήθηκε λαγαριθμημένο υπόδειγμα, καθώς σε όλη τη διαθέσιμη βιβλιογραφία (π.χ. Koutsogeorgoroulou, 1994, Bazen et al., 1991, Dolado et al., 1996) εκτιμώνται λογαριθμημένα υποδείγματα και έτσι κρίθηκε αναγκαίο να χρησιμοποιηθούν και στην παρούσα μελέτη για να είναι συγκρίσιμα τα αποτελέσματα.

Η υπό εξέταση χώρα αποφασίστηκε να είναι η Ελλάδα διότι οι έρευνες που έχουν δημοσιευτεί έως τώρα είναι λίγες. Ακόμη, θεωρήσαμε αρκετά ενδιαφέρον να εκτιμήσουμε την επίδραση των βασικών μισθών στην γυναικεία απασχόληση, διότι κατά τις εξεταζόμενες δεκαετίες παρουσιάστηκε η είσοδος των γυναικών στην αγορά εργασίας και ακόμη να εξετάσουμε αν υπάρχει διάκριση φύλων στην αγορά εργασίας. Έπειτα θα αναλύσουμε την επίδραση των αυξήσεων των πραγματικών βασικών μισθών στην ανδρική απασχόληση για να συμπεράνουμε αν οι εργοδότες αντικατέστησαν την ανδρική με την γυναικεία εργασία ή όχι. Η Koutsogeorgoroulou (1994) μελετά την επίδραση των πραγματικών αποδοχών στην γυναικεία και την ανδρική απασχόληση στο κλάδο των κατασκευών. Στην παρούσα μελέτη δεν έγινε εξειδίκευση στον συγκεκριμένο κλάδο λόγω μη διαθεσιμότητας των στοιχείων. Παρόλα αυτά, ο κλάδος γενικά των κατασκευών ίσως δεν θα έδινε συνεπή αποτελέσματα για την αντικατάσταση ανδρικής με γυναικείας απασχόλησης, αν αναλογιστούμε πως ο συγκεκριμένος κλάδος στην Ελλάδα είναι εντάσεως ανδρικής απασχόλησης. Ακόμη ο κλάδος των κατασκευών παρουσιάζει ιδιαίτερα μεγάλη «ανεπίσημη εργασία» λόγω των αυξημένων εισφορών που καλούνται οι εργοδότες να πληρώσουν στο Ι.Κ.Α., που αγγίζει το 84,716% του βασικού ημερομισθίου. Έπειτα βασιζόμενη στην μελέτη των Bazen et al. (1991) θα εξετάσουμε την επίδραση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην εφηβική και την νέα ενήλικη απασχόληση ως προς τον πληθυσμό.

3.2 Οικονομετρική διαδικασία

Τα αποτελέσματα μιας παλινδρόμησης μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών αξιολογούνται με βάση τα κριτήρια προβλεπτικότητας R^2 και R^2 -adj, της συνολικής στατιστικής σημαντικότητας t . Σε ανάλυση χρονολογικών σειρών είναι απαραίτητο να ελέγχουμε πρώτα από όλα αν οι υπό εξέταση μεταβλητές είναι στάσιμες. Αν οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, οι εκτιμήσεις της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων είναι ασυνεπείς (inconsistent) και αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι να μην είναι έγκυροι (invalid). Εξαιρέση αποτελεί όπως θα αναλυθεί παρακάτω, η περίπτωση κατά την οποία οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες αλλά συνολοκληρώνονται. Τα κύριο χαρακτηριστικό μιας χρονολογικής σειράς είναι η εξάρτηση των παρατηρήσεων της με το χρόνο. Οι κύριες συνιστώσες είναι η τάση, η εποχικότητα, οι ακανόνιστες μεταβολές και οι κυκλικές μεταβολές. Κάποια ένδειξη που υποδηλώνει ότι η σειρά δεν είναι στάσιμη είναι η περίπτωση που η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) είναι μεγαλύτερη από αυτή του Durbin-Watson test, υποδηλώνοντας ότι μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος ίσως δεν υπάρχει

πραγματική σχέση. Δηλαδή ενδέχεται να έχουμε μια φαινομενική παλινδρόμηση (spurious regression), όπου προτείνεται η εκτίμηση του υποδείγματος σε πρώτες διαφορές. (Χάλκος, 2006).

Ως αποτέλεσμα των παραπάνω θα προχωρήσουμε στους εξής ελέγχους του εξεταζόμενου υποδείγματος:

3.2.1 Ο έλεγχος Dickey-Fuller

Ο έλεγχος Dickey- Fuller χρησιμοποιείται για τον έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας ακολουθώντας τα εξής βήματα (Χάλκος, 2006):

1. Εφαρμόζουμε OLS στις εξισώσεις παλινδρομήσεως:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.1.α)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.1.β)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.1.γ)$$

και σημειώνουμε τον λόγο t_δ .

2. Λαμβάνουμε την απόφαση για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ή όχι σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0: \delta = 0, \text{ για μη στασιμότητα, εάν } t_\delta > \tau$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ για στασιμότητα, εάν } t_\delta < \tau$$

όπου τ είναι η κρίσιμη τιμή για δοσμένο επίπεδο σημαντικότητας.

3.2.2 Ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller

Θα μπορούσαμε να γενικεύσουμε τον έλεγχο DF, εάν για τις εξισώσεις (3.2.1.α), (3.2.1.β) και (3.2.1.γ) θεωρήσουμε τις εξισώσεις:

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2.2.α)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2.2.\beta)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \delta x_{t-1} + \sum_j^{p-1} \delta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2.2.\gamma)$$

Ο λόγος που επαυξάνουμε τις εξισώσεις DF με τους επιπλέον σε υστέρηση όρους διαφορών, ήταν για να εξαλείψουμε πιθανή αυτοσυσχέτιση στα σφάλματα (Χάλκος, 2006).

3.2.3 Συνολοκλήρωση

Δυο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d, b) , εάν και οι δυο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από τις δυο αυτές χρονολογικές σειρές.

Έστω η παρακάτω σχέση:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t \quad (3.2.3.a)$$

Η σχέση αυτή αποτελεί μια μακροχρόνια ισορροπία όταν είναι:

$$Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = 0 \quad (3.2.3.\beta)$$

Η απόκλιση από την μακροχρόνια ισορροπία, η οποία ονομάζεται σφάλμα ισορροπίας ισούται με:

$$Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = \varepsilon_t \quad (3.2.3.\gamma)$$

Για να έχει νόημα η μακροχρόνια ισορροπία, θα πρέπει το σφάλμα ισορροπίας να είναι μια στάσιμη χρονολογική σειρά, δηλαδή θα πρέπει να είναι $\varepsilon_t \sim I(0)$. Επειδή $Y_t, X_t \sim I(1)$, και ο γραμμικός συνδυασμός $Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = \varepsilon_t \sim I(0)$ μπορούμε να πούμε ότι ο μεταβλητές Y_t, X_t είναι συνολοκληρωμένες τάξεως $I(1)$ (Κάτος 2004).

3.3.4 Συνολοκλήρωση: Η εκτίμηση του υποδείγματος ECM

Σύμφωνα με το θεώρημα του Granger (1986) αν οι δυο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους. Βραχυχρόνια οι μεταβλητές αυτές είναι δυνατό να βρίσκονται σε ανισορροπία, με τους διαταρακτικούς όρους να απεικονίζουν τα σφάλματα εξισορροπήσεως. Η δυναμική της βραχυχρόνιας αυτής σχέσεως ανισορροπίας μεταξύ των δυο αυτών μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.

Οι Granger et al. (1987) πρότειναν την παρακάτω μεθοδολογία:

- Εκτιμούμε την παλινδρόμηση συνολοκληρώσεως (3.2.3.α), και παίρνουμε το συνεπές εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκληρώσεως $[1, -b_0, -b_1]$ και το χρησιμοποιούμε για να εκτιμήσουμε τα εκτιμημένα σφάλματα ισορροπίας.
- Εκτιμούμε με την μέθοδο OLS την παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta Y_t = \text{υστερήσεις} (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (3.2.4.α)$$

Κατά την εκτίμηση θα πρέπει να λάβουμε υπόψη τα εξής:

- Να χρησιμοποιήσουμε τα στατιστικά AIC, SC, LM, για να αποφασίσουμε για το σωστό αριθμό υστερήσεων.
- Να χρησιμοποιήσουμε αν είναι σκόπιμο, τη χωρίς υστέρηση μεταβλητή X_t (Χάλκος, 2006).

Κεφάλαιο 4: Κατώτατοι μισθοί και απασχόληση: Η περίπτωση της Ελλάδας

4.1 Εμπειρικά αποτελέσματα συνολικής απασχόλησης στην Ελλάδα

Αρχικά εκτιμώ το λογαριθμημένο υπόδειγμα:

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b \log(MW) + \varepsilon_t \quad (4.1.a)$$

- όπου E_y/P_y είναι η συνολική απασχόληση ως προς τον συνολικό πληθυσμό,
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί
- ε_t είναι ο διαταρακτικός όρος

Τα αποτελέσματα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	Log(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b \log(MW) + \varepsilon_t$	-1,4157	0,0709
t-stat	(-12,5137)	(3,6881)
R-sqr		0,3931
Durbin-Watson		0,8388
Breusch-Godfrey		0,014
F-stat		13,602

Παρατηρώ ότι υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης από την τιμή του $P=(0,014)$ του Breusch-Godfrey test διότι είναι μικρότερη για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας. Απαλείφοντας την αυτοσυσχέτιση το υπόδειγμα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	Log(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b \log(MW) + \varepsilon_t$	-1,542	0,0928
t-stat	(-5,94)	(2,12)
R-sqr		0,584
Durbin-Watson		1,57
Breusch-Godfrey		0,70
Arch test		0,15
Jarque-Bera (3,73)		0,15
Ramsey-Reset		0,53
F-stat		13,343

Παρατηρώ μια θετική σχέση ανάμεσα στον πραγματικό βασικό μισθό και στο ποσοστό της απασχόλησης ως προς τον πληθυσμό. Αν αυξηθεί ο πραγματικός βασικός μισθός κατά 1% θα αυξηθεί το ποσοστό απασχόλησης ως προς τον πληθυσμό κατά 0,0928% όπου οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Στα ίδια περίπου αποτελέσματα καταλήγει και ο Rama (2001) για την Ινδονησία. Τα αποτελέσματα είναι αντίθετα με την θεωρία όπου βάση του οικονομικού μοντέλου οι αυξήσεις του επιπέδου των κατώτατων μισθών προκαλούν πλεόνασμα εργασίας ή ανεργία. Από την τιμή του Durbin-Watson και του R^2 διαπιστώνω ότι η παλινδρόμηση δεν είναι φαινομενική διότι $R^2 < DW$ (Χάλκος, 2006).

Στο επόμενο στάδιο θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών επιλέγοντας αρχικά ανάμεσα στον επαυξημένο ADF test ή το DF test. Για την κάθε μεταβλητή ξεχωριστά θα εκτιμήσω τα υποδείγματα:

$$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t \quad (4.1.\beta)$$

και

$$\log(MW) = \varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t \quad (4.1.\gamma)$$

με OLS και θα ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα με το Breuch-Godfrey test. Αν τα σφάλματα στις εξισώσεις (4.1.β), (4.1.γ) είναι συσχετιζόμενα, τότε ο έλεγχος DF δεν θα ισχύει (Κάτος, 2004). Τα αποτελέσματα για τις μεταβλητές $\log(E_y/P_y)$ και $\log(MW)$ από το Eviews είναι τα παρακάτω:

Μεταβλητή	Coeff	t-stat	Breuch-Godfrey (P)
Log(MW)	1,006	398,35	0,30
Log(E _y /P _y)	0,994	163,17	0,20

Διαπιστώνω ότι τα κατάλοιπα για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ δεν αυτοσυσχετίζονται διότι το $P > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($\alpha=0,01$, $\alpha=0,05$, $\alpha=0,1$), οπότε θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey Fuller test.

Ομοίως για την μεταβλητή Log(MW) θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey-Fuller test, διότι το $P > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Επομένως, μπορώ να προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών του υποδείγματος βάση της μεθοδολογίας που παρουσιάστηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο, ελέγχοντας τις παρακάτω υποθέσεις:

- H_0 : η σειρά είναι μη στάσιμη
- H_1 : η σειρά είναι στάσιμη

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα καλύτερα αποτελέσματα από την εκτίμηση των εξισώσεων (3.2.1.α), (3.2.1.β) και (3.2.1.γ) για επίπεδα και πρώτες διαφορές από το Eviews:

Μεταβλητή	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	t-stat	Critical Value	t-stat	Critical Value
Log(E_y/P_y)	-1,9258		-11,6414	
		-4,4415 (1%)		-4,4691 (1%)
		-3,6330 (5%)		-3,6454 (5%)
		-3,2535 (10%)		-3,2602 (10%)
Log(MW)	0,7518		-2,8728	
		-3,7667 (1%)		-2,6819 (1%)
		-3,0038 (5%)		-1,9583 (5%)
		-2,6417 (10%)		-1,6242 (10%)

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε πως η μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ είναι μη στάσιμη σε επίπεδα και η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται εφόσον η τιμή του τεστ ($t = -1,9258$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές ($t_{DF} < t_{critical\ value}$). Προχωρώντας σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ η τιμή του DF test ($t = -11,64$) είναι κατά πολύ

μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon ($t_{DF} < t_{critical\ value}$) και η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές και άρα η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται .

Για την μεταβλητή $\log(MW)$, η τιμή του DF test ($t=0,7518$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα και αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση. Ελέγχοντας για στασιμότητα σε πρώτες διαφορές παρατηρώ ότι η μεταβλητή γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές, διότι η τιμή του DF test ($t=-2,872$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon και απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση.

Από τα στοιχεία του παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι οι μεταβλητές $\text{Log} (E_y/P_y)$ και $\text{Log}(MW)$ είναι μη στάσιμες ενώ οι μεταβλητές $\Delta \text{Log}(E_y/P_y)$ και $\Delta \text{Log}(MW)$ είναι στάσιμες, δηλαδή είναι ολοκληρωμένες $I(1)$ και μπορούμε να προχωρήσουμε σε έλεγχο συνολοκλήρωσης.

Από την εκτίμηση της εξίσωσης (4.1.α) πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

$$\text{Log} (E_y/P_y) = -1,4157 + 0,0709 \text{Log}(MW) \quad (4.1.δ)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσεως. Χρησιμοποιώντας το εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκλήρωσεως $[1, 1,4157, -0,0709]$ εκτιμούμε τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα. Για να είναι οι δυο αυτές μεταβλητές συνολοκλήρωμένες τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να είναι στάσιμα (Κάτος, 2004). Επομένως, προχωράμε σε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta e_{t-1} = \delta e_{t-1} \quad (4.1.ε)$$

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Μεταβλητή	t-stat	Επίπεδα Critical Value
e_{t-1}	-2,1858	-2,6756 (1%)
		-1,9574 (5%)
		-1,6238 (10%)

Συγκρίνοντας την τιμή $t= -2,1858$ με τις κριτικές τιμές βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα για επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10%.

Επομένως οι μεταβλητές μου συνολοκληρώνονται και προχωράμε στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM). Η γενική του μορφή όπως αναφέραμε πιο πάνω είναι (Χάλκος, 2006):

$$\Delta Y_t = \text{υστερήσεις} (\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.1.\sigma\tau)$$

Εκτιμώντας τις παρακάτω εξισώσεις:

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y(-1))) + \Delta(\log MW(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.1.\epsilon)$$

$$\Delta(E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y(-1)) + \Delta(\log MW) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.1.\zeta)$$

τα αποτελέσματα που πήραμε από το Eviews είναι:

$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y(-1)) + \Delta(\log MW(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t$			$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y(-1)) + \Delta(\log MW) + \lambda e_{t-1} + u_t$		
	Coeff	t-stat		Coeff	t-stat
c	-0,0027	-0,618	c	-0,0055	11,566
$\Delta(\log E_y/P_y(-1))$	-0,3583	-2,020	$\Delta(\log E_y/P_y(-1))$	-0,0535	0,3488
$\Delta(\log MW(-1))$	0,126	1,8491	$\Delta(\log MW)$	0,1448	2,2388
e_{t-1}	-0,2342	-1,3560	e_{t-1}	-0,297	-1,9845
Akaike	-5,0810		Akaike	-4,959	
Swartz	-4,0884		Swartz	-5,154	
R-sqr	0,507		R-sqr	0,5427	
Durbin-Watson	1,033		Durbin-Watson	1,58	
Breush-Godfrey	0,068		Breush-Godfrey	0,3705	
Ramsey-Reset	0,091		Ramsey-Reset	0,150	
Arch test	0,036		Arch test	0,8139	
Jarque-Bera (0,98)	0,610		Jarque-Bera (0,65)	0,7212	

Χρησιμοποιώντας τα κριτήρια Akaike και Schwarz και τους λόγους t το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών που δίνει τα μικρότερα κριτήρια και τα μεγαλύτερα t είναι:

$$\Delta(\log E_y/P_y) = -0,0055 - 0,053\Delta(\log E_y/P_y(-1)) + 0,1448\Delta(\log MW) - 0,297e_{t-1} \quad (4.1.\zeta)$$

Τα αποτελέσματα στην εξίσωση (4.1.ζ) σημειώνουν ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στους βασικούς μισθούς επηρεάζουν θετικά την απασχόληση. Ειδικότερα, η εκτιμημένη ελαστικότητα

απασχόλησης ως προς τους βασικούς μισθούς είναι 0,144 και στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, επειδή ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι σχεδόν στατιστικά σημαντικός, σημειώνει ότι 0,297 της αποκλίσεως της απασχόλησης από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της διορθώνεται ετησίως.

Τα αποτελέσματα είναι αντίθετα με το οικονομικό πρότυπο αλλά παρόμοια και λίγο μικρότερα με αυτά των Katz et al. (1992) και Card et al. (1992).

Ίσως, δεν σημειώθηκαν αποτελέσματα αρνητικής απασχόλησης καθώς οι αυξήσεις των κατώτατων μισθών την υπό εξέταση περίοδο δεν ήταν αρκετά μεγαλύτερες από τα επίπεδα του πληθωρισμού.

Έπειτα κάνοντας έλεγχο αυτοσυσχέτισης με το Breuch-Godfrey test, από την τιμή του $P=0,3705$ δεν υπάρχει ένδειξη για αυτοσυσχέτιση για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Κάνοντας έλεγχο ARCH στα κατάλοιπα, παρατηρώ ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH διότι το $P=0,8139$ είναι μεγαλύτερο για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($\alpha=0.01$, $\alpha=0.05$, $\alpha=0.1$).

4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα ανδρικής απασχόλησης στην Ελλάδα

Αρχικά εκτιμώ το λογαριθμημένο υπόδειγμα:

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t \quad (4.2.a)$$

- όπου E_y/P_y είναι η ανδρική απασχόληση ως προς τον ανδρικό πληθυσμό,
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί
- ε_t είναι ο διαταρακτικός όρος

Τα αποτελέσματα από το Eviews είναι:

Υπόδειγμα	Constant	log(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t$	13,9784	0,1267
t-stat	19,369	10,332
R-sqr	0.8356	
Durbin-Watson	0,763	
F-stat	106,75	
Breuch-Godfrey	0,06	
Jarque-Bera (1,92)	0,38	
Arch test	0,29	

Παρατηρώ μια θετική σχέση ανάμεσα στον πραγματικό βασικό μισθό και στο ποσοστό της απασχόλησης των ανδρών ως προς τον πληθυσμό. Αν αυξηθεί ο πραγματικός βασικός μισθός κατά 1% θα αυξηθεί το ποσοστό ανδρικής απασχόλησης ως προς τον πληθυσμό κατά 0,1267% όπου οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Από την τιμή του Durbin-Watson και του R^2 διαπιστώνω ότι η παλινδρόμηση είναι φαινομενική διότι $R^2 > DW$. Στη περίπτωση αυτή συνίσταται η εκτίμηση του υποδείματος σε πρώτες διαφορές και όχι σε επίπεδα (Χάλκος, 2006).

Στο επόμενο στάδιο θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών, με το Dickey-Fuller test. Πρώτα, θα επιλέξω ανάμεσα στο επαυξημένο ADF test ή το DF test ακολουθώντας τα εξής βήματα:

Θα εκτιμήσω τα υποδείγματα:

$$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t \quad (4.2.\beta)$$

και

$$\log(MW) = \varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t \quad (4.2.\gamma)$$

με OLS και θα ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα με το Breuch-Godfrey test. Τα αποτελέσματα για τις μεταβλητές $\text{Log}(E_y/P_y)$ και $\text{Log}(MW)$ είναι τα παρακάτω:

Υπόδειγμα	Coeff	t-stat	Breuch-Godfrey (P)
$\log(MW) = \varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t$	1,006	398,35	0,30
$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t$	1,0004	5069,13	0,8613

Διαπιστώνω ότι τα κατάλοιπα για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ δεν αυτοσυσχετίζονται διότι το $P(=0,8613) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, οπότε θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey Fuller test.

Ομοίως για την μεταβλητή $\log(MW)$ θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey-Fuller test, διότι το $P(=0,30) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Επομένως, μπορώ να προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών.

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα καλύτερα αποτελέσματα από την εκτίμηση των εξισώσεων (3.2.1.α), (3.2.1.β) και (3.2.1.γ) για τις εξεταζόμενες μεταβλητές σε επίπεδα και πρώτες διαφορές ελέγχοντας και πάλι τις παρακάτω υποθέσεις:

- H_0 : η σειρά είναι μη στάσιμη
- H_1 : η σειρά είναι στάσιμη

Μεταβλητή	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	t-stat	Critical Value	t-stat	Critical Value
Log(E_y/P_y)	-1,59284		-5,4100	
		-4,4415 (1%)		-4,4691 (1%)
		-3,6330 (5%)		-3,6454 (5%)
		-3,2535 (10%)		-3,2602 (10%)
Log(MW)	0,7518		-2,8781	
		-3,7667 (1%)		-2,6819 (1%)
		-3,0038 (5%)		-1,9583 (5%)
		-2,6417 (10%)		-1,6242 (10%)

Για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$, η τιμή του DF test ($t = -1,5928$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($t_{DF} > t_{critical\ value}$) άρα δεν απορρίπτω την μηδενική υπόθεση και η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα, και προχωρήσαμε σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -5,410$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Για την μεταβλητή $\log(MW)$, η τιμή του DF test ($t = 0,7518$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα και προχώρησα σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -2,8728$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, και η σειρά είναι στάσιμη σε πρώτες διαφορές και τώρα μπορώ να απορρίψω την μηδενική υπόθεση.

Συμπερασματικά, οι μεταβλητές μου είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης.

Από την εκτίμηση της εξίσωσης (4.2.α) πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

$$\log(E_y/P_y) = 13,9784 + 0,1267 \log(MW) \quad (4.2.δ)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή η παλινδρόμηση συνολοκληρώσεως. Χρησιμοποιώντας το εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκληρώσεως $[1, -13,974, -0,1267]$ εκτιμούμε τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα. Για να είναι οι δυο αυτές μεταβλητές συνολοκληρωμένες τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να είναι στάσιμα (Κάτος, 2004). Επομένως, προχωράμε σε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} \quad (4.2.ε)$$

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Μεταβλητή	Επίπεδα	
	t-stat	Critical Value
e_{t-1}	-2,0838	
		-2,6756 (1%)
		-1,9574 (5%)
		-1,6238 (10%)

Συγκρίνοντας την τιμή $t = -2,0838$ με τις κριτικές τιμές βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα για επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10%.

Επομένως οι μεταβλητές μου συνολοκληρώνονται και προχωράμε στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM).

Εκτιμώντας τις εξισώσεις:

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-1)) + \Delta(\log(MW)(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.2.\sigma\tau)$$

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-2)) + \Delta(\log(MW)(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.2.\zeta)$$

τα αποτελέσματα είναι:

$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-1)) + \Delta(\log(MW)(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t$			$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-2)) + \Delta(\log(MW)(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t$		
	Coeff	t-stat		Coeff	t-stat
c	0,005883	1,5235	c	0,0061	1,557
$\Delta(\log E_y/P_y)(-1)$	0,026768	0,1059	$\Delta(\log E_y/P_y)(-2)$	0,0620	0,24
$\Delta(\log wage)(-1)$	0,01059	0,2301	$\Delta(\log wage)$	0,0044	0,086
e_{t-1}	-0,24102	-1,217	e_{t-1}	-0,2425	-1,293
Akaike	-5,5049		Akaike	-5,444	
Swartz	-5,3060		Swartz	-5,244	
R-sqr	0,1069		R-sqr	0,10	
Durbin-Watson	1,999		Durbin-Watson	1,95	
Breush-Godfrey	0,899		Breush-Godfrey	0,99	
Arch test	0,4837		Arch test	0,32	
Ramsey-Reset	0,0523		Ramsey-Reset test	0,55	
Jarque-Bera (3,19)	0,20		Jarque-Bera (2,53)	0,28	

Χρησιμοποιώντας τα κριτήρια Akaike και Schwarz και τους λόγους t και τις τιμές των test το καλύτερο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών είναι:

$$\Delta(\log E_y/P_y) = -0,0061 + 0,062\Delta(\log E_y/P_y (-2)) + 0,0044\Delta(\log MW(-1)) - 0,241e_{t-1} \quad (4.2.η)$$

Τα αποτελέσματα στην (4.2.η) σημειώνουν ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στους βασικούς μισθούς επηρεάζουν θετικά την απασχόληση αλλά η εκτιμημένη ελαστικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Έπειτα κάνοντας έλεγχο αυτοσυσχέτισης με το Breuch-Godfrey test, από την τιμή του P=0,99 δεν υπάρχει ένδειξη για αυτοσυσχέτιση για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Κάνοντας έλεγχο Arch στα κατάλοιπα, παρατηρώ ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH διότι το P=0,32 είναι μεγαλύτερο για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($\alpha=0.01$, $\alpha=0.05$, $\alpha=0.1$).

4.3. Εμπειρικά αποτελέσματα γυναικείας απασχόλησης στην Ελλάδα

Αρχικά εκτιμώ το λογαριθμημένο υπόδειγμα:

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b \log(MW) + \varepsilon_t \quad (4.3.a)$$

- όπου E_y/P_y είναι η γυναικεία απασχόληση ως προς τον γυναικείο πληθυσμό
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί
- ε_t ο διαταρακτικός όρος

Τα αποτελέσματα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	ln(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b \log(MW) + \varepsilon_t$	-2,4630	0,1918
t-stat	-12,5310	5,7425
R-sqr		0,6109
Durbin-Watson		1,83
F-stat		106,75
Breusch-Godfrey		0,70
Arch test		0,93
Ramsey-Reset		0,10
Jarque-Bera (7,6)		0,00

Παρατηρώ μια θετική σχέση ανάμεσα στον πραγματικό βασικό μισθό και στο ποσοστό γυναικείας απασχόλησης ως προς τον γυναικείο πληθυσμό. Αν αυξηθεί ο πραγματικός βασικός μισθός κατά 1% θα αυξηθεί το ποσοστό της γυναικείας απασχόλησης ως προς τον πληθυσμό κατά 0,1918% όπου οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Από την τιμή του Durbin-Watson και του R^2 διαπιστώνω ότι η παλινδρόμηση δεν είναι φαινομενική διότι $R^2 < DW$. Θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών αφού πρώτα επιλέξω ανάμεσα στο επαυξημένο ADF test ή το DF test.

Θα εκτιμήσω τα υποδείγματα:

$$\log(MW)=\varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t \quad (4.3.\beta)$$

και

$$\log(E_y/P_y)= \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t \quad (4.3.\gamma)$$

με OLS και θα ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα με το Breuch-Godfrey test. Αν τα σφάλματα στις εξισώσεις (4.3.β), (4.3.γ) είναι συσχετιζόμενα, τότε ο έλεγχος DF δεν θα ισχύει. Τα αποτελέσματα για τις μεταβλητές Log(E_y/P_y) και Log(MW) είναι τα παρακάτω:

Υπόδειγμα	Coeff	t-stat	Breuch-Godfrey (P)
$\log(MW)=\varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t$	1,006	398,35	0,30
$\log(E_y/P_y)= \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t$	0,989	84,09	0,053

Διαπιστώνω ότι τα κατάλοιπα για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ δεν αυτοσυσχετίζονται διότι το $P(=0,053) > \alpha$ τουλάχιστον για 5% και 10% επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, οπότε θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey Fuller test.

Ομοίως για την μεταβλητή $\log(MW)$ θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey-Fuller test, διότι το $P(=0,30) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Επομένως, μπορώ να προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών ελέγχοντας τις υποθέσεις:

- H_0 : η σειρά είναι μη στάσιμη
- H_1 : η σειρά είναι στάσιμη

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα καλύτερα αποτελέσματα από την εκτίμηση των εξισώσεων (3.2.1.α), (3.2.1.β) και (3.2.1.γ).

Μεταβλητή	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	t-stat	Critical Value	t-stat	Critical Value
Log(E_y/P_y)	-2,2324		-15,03656	
		-3,7667 (1%)		-4,4691 (1%)
		-3,0038 (5%)		-3,6454 (5%)
		-2,6417 (10%)		-3,2602 (10%)
Log(MW)	0,7518		-2,872	
		-3,7667 (1%)		-2,681 (1%)
		-3,0038 (5%)		-1,958 (5%)
		-2,6417 (10%)		-1,624 (10%)

Για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$, η τιμή του DF test ($t = -2,2324$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα και δεν απορρίπτω την μηδενική υπόθεση, οπότε προχωρήσαμε σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -15,036$) είναι κατά πολύ μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Για την μεταβλητή $\log(MW)$, η τιμή του DF test ($t = 0,7518$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα, οπότε προχώρησα σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -2,872$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon και η σειρά είναι στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Από τα στοιχεία του παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι οι μεταβλητές $\log(E_y/P_y)$ και $\log(MW)$ είναι μη στάσιμες ενώ οι μεταβλητές $\Delta\log(E_y/P_y)$ και $\Delta\log(MW)$ είναι στάσιμες, δηλαδή είναι ενδιαφέροντος $I(1)$.

Από την εκτίμηση της εξίσωσης (4.3.α) πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

$$\log(E_y/P_y) = -2,4630 + 0,1918 \log(MW) \quad (4.3.δ)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή η παλινδρόμηση συνολοκληρώσεως. Χρησιμοποιώντας το εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκληρώσεως $[1, 2,4630, -0,1918]$ εκτιμούμε τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα. Για να είναι οι δυο αυτές μεταβλητές συνολοκληρωμένες τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να είναι στάσιμα. Επομένως, προχωράμε σε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} \quad (4.3.ε)$$

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Μεταβλητή	Επίπεδα
t-stat	Critical Value
e_t	-3,974034
	-2,6819 (1%)
	-1,9583 (5%)
	-1,6242 (10%)

Συγκρίνοντας την τιμή $t = -3,9740$ με τις κριτικές τιμές βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Επομένως οι μεταβλητές μου συνολοκληρώνονται και προχωράμε στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM). Εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta(\log E_y/P_y)_t = c + b\Delta(\log MW)_t + \Delta(\log E_y/P_y(-1))_t + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.3.ζ)$$

τα αποτελέσματα είναι:

$\Delta(\log E_y/P_y)_t = c + b\Delta(\log MW)_t + \Delta(\log E_y/P_y(-1))_t + \lambda e_{t-1} + u_t$		
	Coeff	t-stat
c	-0,0089	-1,196
$\Delta(\log MW)$	0,266	2,374
$\Delta(\log E_y/P_y(-1))$	-0,093	-1,012
e_{t-1}	-0,58	-3,74
Akaike	-4,444	
Swhartz	-4,245	
R-sqr	0,83	
Durbin-Watson	1,505	
Breush-Godfrey	0,29	
Arch test	0,459	
Ramsey-Reset	0,101	
Jarque-Bera (1)	0,60	

Τα αποτελέσματα στην (4.3.ζ) σημειώνουν ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στους βασικούς μισθούς επηρεάζουν θετικά την απασχόληση των γυναικών με την η εκτιμημένη ελαστικότητα σε 0,266 και στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, επειδή ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι στατιστικά σημαντικός, σημειώνει ότι 0,58 της αποκλίσεως της απασχόλησης από το μακροχρόνιο επίπεδο ισορροπίας της διορθώνεται ετησίως.

Επίσης, δεν μπορούμε να ισχυριστούμε πως ίσως οι εργοδότες αντικαταστήσουν ανδρική με γυναικεία εργασία βάση των ανωτέρω θετικών αποτελεσμάτων ανδρικής απασχόλησης σύμφωνα με την άποψη της Koutsogeorgorou (1994).

Τέλος τα αποτελέσματα θεωρούμε ότι συνάδουν με την πραγματικότητα στην αγορά εργασίας της Ελλάδος.

4.4 Εμπειρικά αποτελέσματα εφηβικής (15-19 ετών) απασχόλησης στην Ελλάδα

Αρχικά εκτιμώ το λογαριθμημένο υπόδειγμα για μια μικρότερη χρονική περίοδο, εν σχέση με τα προηγούμενα υποδείγματα, βάση της διαθεσιμότητας των στοιχείων από το 1986-1999

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t \quad (4.4.a)$$

- όπου E_y/P_y είναι η εφηβική απασχόληση ως προς τον εφηβικό πληθυσμό,
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί για την περίοδο 1986-1999
- ε_t ο διαταρακτικός όρος

Τα αποτελέσματα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	Coeff
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t$	3,1315	-0,919
t-stat	7,3480	-12,3689
R-sqr		0,9272
Durbin-Watson		1,1418
F-stat		152,97
Breuch-Godfrey		0,407
Arch-test		0,37
Ramsey-Reset		0,22

Παρατηρώ μια αρνητική σχέση ανάμεσα στον πραγματικό βασικό μισθό και στο ποσοστό της απασχόλησης των εφήβων ως προς τον πληθυσμό. Αν αυξηθεί ο πραγματικός βασικός μισθός κατά 1% θα μειωθεί το ποσοστό της εφηβικής απασχόλησης ως προς τον πληθυσμό κατά 0,919% όπου οι εκτιμημένοι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με αυτά των Leigh (2003) για την Αυστραλία, Maloney (1995) για την Νέα Ζηλανδία, Rosa (1981) για την Γαλλία και του Dolado et al. (1996) για την Ισπανία.

Ίσως, στις χώρες στις οποίες παρουσιάζεται μείωση της απασχόλησης για αυτή την ομάδα ηλικιών, αυτή πιθανότατα να οφείλεται και στην αντίστοιχη μείωση του εργατικού δυναμικού. Η μείωση της προσφοράς εργατικού δυναμικού στις ηλικίες 14-19 ετών σχετίζεται με την αύξηση των νέων που συνεχίζουν στην δευτεροβάθμια και τριτοβάθμια εκπαίδευση πριν εισέλθουν στην αγορά εργασίας.

Επιπρόσθετα, η ομάδα 15-19 ετών χαρακτηρίζεται ως εργατικό δυναμικό χαμηλής εξειδίκευσης και ελλιπούς μόρφωσης .

Από την τιμή του Durbin-Watson και του R^2 διαπιστώνω ότι η παλινδρόμηση δεν είναι φαινομενική διότι $R^2 < DW$. Στο επόμενο στάδιο θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών, με το Dickey-Fuller test, διότι οι περισσότερες χρονολογικές σειρές εξαρτώνται από το χρόνο και οι κλασικοί έλεγχοι t, F δεν ισχύουν (Κάτος, 2006).

Πρώτα, θα επιλέξω ανάμεσα στο επαυξημένο ADF test ή το DF test ακολουθώντας τα εξής βήματα:

Θα εκτιμήσω τα υποδείγματα:

$$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t \quad (4.4.\beta)$$

και

$$\log(MW) = \varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t \quad (4.4.\gamma)$$

με OLS και θα ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα με το Breuch-Godfrey test. Τα αποτελέσματα για τις μεταβλητές $\text{Log}(E_y/P_y)$ και $\text{Log}(MW)$ είναι τα παρακάτω:

Υπόδειγμα	Coeff	t-stat	Breuch-Godfrey (P)
$\log(MW) = \varphi \log(MW(-1)) + \varepsilon_t$	1,010	482,24	0,405
$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t$	1,022	139,075	0,2830

Διαπιστώνω ότι τα κατάλοιπα για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ δεν αυτοσυσχετίζονται διότι το $P(=0,2830) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, οπότε θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey Fuller test.

Ομοίως για την μεταβλητή $\log(MW)$ θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey-Fuller test, διότι το $P(=0,405) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Επομένως, μπορώ να προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών ελέγχοντας τις υποθέσεις:

- H_0 : η σειρά είναι μη στάσιμη
- H_1 : η σειρά είναι στάσιμη

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα καλύτερα αποτελέσματα από την εκτίμηση των εξισώσεων (3.2.1.α), (3.2.1.β) και (3.2.1.γ) :

Μεταβλητή	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	t-stat	Critical Value	t-stat	Critical Value
Log(E_y/P_y)	-1,9484		-4,2649	
		-4,8870 (1%)		-4,1366 (1%)
		-3,8288 (5%)		-3,1483 (5%)
		-3,3588(10%)		-2,7180 (10%)
Log(MW)	-0,5419		-3,269582	
		-4,0681 (1%)		-4,1366 (1%)
		-3,1222 (5%)		-3,1483 (5%)
		-2,7042 (10%)		-2,7180 (10%)

Για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$, η τιμή του DF test ($t = -1,9484$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα, οπότε προχωρήσαμε σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -4,2649$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Για την μεταβλητή $\log(MW)$, η τιμή του DF test ($t = -0,5419$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon άρα η σειρά μου είναι μη στάσιμη σε επίπεδα, οπότε προχώρησα σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t = -3,2695$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, αν και όχι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, η σειρά είναι στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Από τα στοιχεία του παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι οι μεταβλητές $\log(E_y/P_y)$ και $\log(MW)$ είναι μη στάσιμες ενώ οι μεταβλητές $\Delta\log(E_y/P_y)$ και $\Delta\log(MW)$ είναι στάσιμες, δηλαδή είναι ενδιαφέροντος $I(1)$.

Από την εκτίμηση της εξίσωσης (4.4.α) πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

$$\log(E_y/P_y) = 3,1315 - 0,919\log(MW) \quad (4.4.δ)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή η παλινδρόμηση συνολοκληρώσεως. Χρησιμοποιώντας το εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκληρώσεως $[1, -3,1315, 0,919]$ εκτιμούμε τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα. Για να είναι οι δυο αυτές μεταβλητές

συνολοκληρωμένες τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να είναι στάσιμα. Επομένως, προχωράμε σε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} \quad (4.4.ε)$$

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Μεταβλητή	Επίπεδα
	t-stat Critical Value
e_t	-2,7066
	-2,7760 (1%)
	-1,9699 (5%)
	-1,6295 (10%)

Συγκρίνοντας την τιμή $t = -2,7066$ με τις κριτικές τιμές βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα για επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10%.

Επομένως οι μεταβλητές μου συνολοκληρώνονται και προχωράμε στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM).

Εκτιμώντας τις εξισώσεις:

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-1)) + \Delta(\log MW(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.4.στ)$$

$$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-2)) + \Delta(\log MW(-2)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.4.ε)$$

τα αποτελέσματα είναι:

$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-1)) + \Delta(\log MW(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t$			$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-2)) + \Delta(\log MW) + \lambda e_{t-1} + u_t$		
	Coeff	t-stat		Coeff	t-stat
c	-0,0465	-1,3655	c	-0,0055	-0,1798
$\Delta(\log E_y/P_y (-1))$	-0,1146	0,0009	$\Delta(\log E_y/P_y (-2))$	0,5056	1,6584
$\Delta(\log MW(-1))$	-0,0789	-0,8618	$\Delta(\log MW)$	-0,1443	-0,3218
e_{t-1}	-0,3999	-1,5211	e_{t-1}	-0,6659	-2,1130
Akaike	-2,5311		Akaike	-2,799	
Swartz	-2,3690		Swartz	-2,6549	
R-sqr	0,24		R-sqr	0,48	
Durbin-Watson	1,8697		Durbin-Watson	1,8694	
Breush-Godfrey	0,32		Breush-Godfrey	0,989	
Arch test	0,23		Arch test	0,3008	
Ramsey-Reset test	0,396		Ramsey-Reset test	0,063	
Jarque-Bera (0,55)	0,75		Jarque-Bera (0,49)	0,78	

Χρησιμοποιώντας τα κριτήρια Akaike και Schwarz και τους λόγους t το καλύτερο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών είναι:

$$\Delta(\log(E_y/P_y) = -0,0055 + 0,5056\Delta(\log(E_y/P_y)(-2)) - 0,1443\Delta(\log wage)) - 0,665e_{t-1} \quad (4.4.η)$$

Τα αποτελέσματα στην (4.4.η) σημειώνουν ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στους βασικούς μισθούς επηρεάζουν αρνητικά την απασχόληση αλλά η εκτιμημένη ελαστικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι στατιστικά σημαντικός.

Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια αλλά μικρότερα με αυτά των Kaufman (1989) και των Martin και Bazen (1991).

Έπειτα κάνοντας έλεγχο αυτοσυσχέτισης με το Breuch-Godfrey test, από την τιμή του P=0,989 δεν υπάρχει ένδειξη για αυτοσυσχέτιση για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Κάνοντας έλεγχο Arch στα κατάλοιπα, παρατηρώ ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH διότι το P=0,300 είναι μεγαλύτερο για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($\alpha=0.01$, $\alpha=0.05$, $\alpha=0.1$)

4.5 Εμπειρικά αποτελέσματα απασχόλησης για άτομα ηλικίας 20-24 ετών στην Ελλάδα

Αρχικά εκτιμώ το λογαριθμημένο υπόδειγμα

$$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t \quad (4.5.\alpha)$$

- όπου E_y είναι η ενήλικη απασχόληση,
- P_y είναι ο ενήλικος πληθυσμός,
- MW οι πραγματικοί βασικοί μισθοί

Τα αποτελέσματα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	log(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t$	-0,5291	-0,0849
t-stat	-1,656	-1,5241
R-sqr		0,162
Durbin-Watson		0,443
F-stat		2,223
Arch test		0,55
Breuch- Godfrey test		0,001

Παρατηρώ ότι υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης από την τιμή του $P=(0,001)$ του Breuch-Godfrey test διότι είναι μικρότερη για κάθε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας. Απαλείφοντας την αυτοσυσχέτιση το υπόδειγμα είναι:

Υπόδειγμα	Constant	log(MW)
$\log(E_y/P_y) = b_0 + b_1 \log(MW) + \varepsilon_t$	1,2572	-0,37
t-stat	1,039	-1,9737
R-sqr		0,732
Durbin-Watson		1,64
Ramsey-Reset		0,85
Jarque-Bera (3,53)		0,17
Arch-test		0,55
Breuch-Godfrey		0,92

Παρατηρώ ότι μια αύξηση στους βασικούς μισθούς θα έχει αρνητική επίδραση στην απασχόληση των ενηλίκων (20-24 ετών) με την ελαστικότητα στο -0,37. Πάλι τα αποτελέσματα είναι παρόμοια με αυτά των Leigh (2003) για την Αυστραλία, , Rosa (1981) για την Γαλλία, Dolado et al (1996) για την Ισπανία και αντίθετα με αυτά των Stillman (2004). Η ομάδα 20-24 ετών, παρουσιάζει επίσης ανεργία γεγονός το οποίο πιθανότατα συνδέεται με το φαινόμενο των «νέων» ανέργων, αυτών δηλαδή οι οποίοι για πρώτη φορά ζητούν εργασία. Επιπρόσθετα, τα αποτελέσματα και για τις δυο ομάδες νέων 15-19 και 20-24 ετών συνάδουν με αυτά των Donaldo, Murphy, Welch (1995), όπου βρίσκουν μεγαλύτερα αρνητικά αποτελέσματα για την ομάδα 15-19 ετών και μικρότερα αρνητικά αποτελέσματα για την ομάδα 20-24 ετών.

Από την τιμή του Durbin-Watson και του R^2 διαπιστώνω ότι η παλινδρόμηση δεν είναι φαινομενική διότι $R^2 < DW$. Στο επόμενο στάδιο θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών, με το Dickey-Fuller test αφού πρώτα επιλέξω ανάμεσα στο επαυξημένο ADF test ή το DF test ακολουθώντας τα εξής βήματα:

Θα εκτιμήσω τα υποδείγματα:

$$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t \quad (4.5.\beta)$$

και

$$\log(MW) = \varphi \log(MW)(-1) + \varepsilon_t \quad (4.5.\gamma)$$

με OLS και θα ελέγξουμε για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα με το Breuch-Godfrey test. Τα αποτελέσματα για τις μεταβλητές $\text{Log}(E_y/P_y)$ και $\text{Log}(MW)$ είναι τα παρακάτω:

Υπόδειγμα	Coeff	t-stat	Breuch-Godfrey (P)
$\log(MW) = \varphi \log(MW)(-1) + \varepsilon_t$	1,010	482,24	0,405
$\log(E_y/P_y) = \varphi \log(E_y/P_y (-1)) + \varepsilon_t$	1,007	109,02	0,6285

Διαπιστώνω ότι τα κατάλοιπα για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$ δεν αυτοσυσχετίζονται διότι το $P(=0,6285) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, οπότε θα προχωρήσουμε σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey Fuller test.

Ομοίως για την μεταβλητή $\log(MW)$ θα προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας με το Dickey-Fuller test, διότι το $P(=0,405) > \alpha$ για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Αναλυτικότερα, θα εφαρμόσουμε την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων στις εξισώσεις παλινδρομήσεως (3.2.1.α), (3.2.1.β), (3.2.1.γ).

Επομένως, μπορώ να προχωρήσω σε έλεγχο στασιμότητας των μεταβλητών ελέγχοντας τις υποθέσεις:

- H_0 : η σειρά είναι μη στάσιμη
- H_1 : η σειρά είναι στάσιμη

Ο παρακάτω πίνακας παρουσιάζει τα καλύτερα αποτελέσματα από την εκτίμηση των εξισώσεων:

Μεταβλητή	Επίπεδα		Πρώτες Διαφορές	
	t-stat	Critical Value	t-stat	Critical Value
Log(E_y/P_y)	-0,7489		-2,992	
		-4,8870 (1%)		-2,7989 (1%)
		-3,8288 (5%)		-1,9725 (5%)
		-3,3588(10%)		-1,6307 (10%)
Log(MW)	-0,5419		-3,269582	
		-4,0681 (1%)		-4,1366 (1%)
		-3,1222 (5%)		-3,1483 (5%)
		-2,7042 (10%)		-2,7180 (10%)

Για την μεταβλητή $\log(E_y/P_y)$, η τιμή του DF test ($t= -0,7489$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας, και αποδέχομαι την μηδενική υπόθεση. Οπότε προχωρήσαμε σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t=-2,992$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon η χρονολογική σειρά γίνεται στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Για την μεταβλητή $\log(MW)$, η τιμή του DF test ($t=-0,5419$) είναι μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon άρα η σειρά είναι μη στάσιμη σε επίπεδα, οπότε προχώρησα σε έλεγχο στασιμότητας σε πρώτες διαφορές. Επειδή η τιμή του DF test ($t=-3,2695$) είναι μικρότερη από τις κριτικές τιμές Mackinnon, αν και όχι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%, η σειρά είναι στάσιμη σε πρώτες διαφορές.

Από τα στοιχεία του παραπάνω πίνακα βλέπουμε ότι οι μεταβλητές $\text{Log}(E_y/P_y)$ και $\text{Log}(MW)$ είναι μη στάσιμες ενώ οι μεταβλητές $\Delta\text{Log}(E_y/P_y)$ και $\Delta\text{Log}(MW)$ είναι στάσιμες, δηλαδή είναι ολοκληρωμένες $I(1)$.

Από την εκτίμηση της εξίσωσης (4.5.α) πήραμε τα ακόλουθα αποτελέσματα:

$$\log(E_y/P_y) = -0,5291 - 0,0849 \log(MW) \quad (4.5.δ)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας ή η παλινδρόμηση συνολοκληρώσεως. Χρησιμοποιώντας το εκτιμημένο διάνυσμα συνολοκληρώσεως $[1, 0,5291, 0,0849]$ εκτιμούμε τα αντίστοιχα εκτιμημένα κατάλοιπα. Για να είναι οι δυο αυτές μεταβλητές συνολοκληρωμένες τα σφάλματα ισορροπίας θα πρέπει να είναι στάσιμα. Επομένως, προχωράμε σε έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων εκτιμώντας την εξίσωση:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} \quad (4.5.ε)$$

Τα αποτελέσματα είναι τα εξής:

Μεταβλητή	Επίπεδα
t-stat	Critical Value
e_{t-1}	-2,5083
	-2,8270 (1%)
	-1,9755 (5%)
	-1,6321 (10%)

Συγκρίνοντας την τιμή $t = -2,5083$ με τις κριτικές τιμές βλέπουμε ότι τα κατάλοιπα είναι στάσιμα για επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας 5% και 10%. Επομένως οι μεταβλητές μου συνολοκληρώνονται και προχωράμε στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (ECM).

Εκτιμώντας τις εξισώσεις:

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-1)) + \Delta(\log(MW)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.5.ζ)$$

$$\Delta(\log(E_y/P_y)) = c + \Delta(\log(E_y/P_y)(-1)) + \Delta(\log(MW)(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t \quad (4.5.η)$$

τα αποτελέσματα είναι:

$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-1)) + \Delta(\log MW) + \lambda e_{t-1} + u_t$			$\Delta(\log E_y/P_y) = c + \Delta(\log E_y/P_y (-1)) + \Delta(\log MW(-1)) + \lambda e_{t-1} + u_t$		
	Coeff	t-stat		Coeff	t-stat
c	0,01959	1,4727	c	-0,0050	-0,3187
$\Delta(\log (E_y/P_y (-1)))$	0,279	1,0543	$\Delta(\log (E_y/P_y)(-1))$	0,4772	1,5301
$\Delta(\log MW)$	-0,3232	-1,7038	$\Delta(\log MW(-1))$	0,1200	0,5129
e_{t-1}	-0,3526	-1,8931	e_{t-1}	-0,357	-1,658
Akaike	-4,156		Akaike	-3,879	
Swartz	-3,9947		Swartz	-3,717	
R-sqr	0,49		R-sqr	0,32	
Durbin-Watson	1,739		Durbin-Watson	2,52	
Breush-Godfrey	0,33		Breush-Godfrey	0,307	
Arch test	0,39		Arch test	0,655	
Ramsey-Reset test	0,196		Ramsey-Reset test	0,342	
Jarque-Bera (0,045)	0,97		Jarque-Bera (1,33)	0,51	

Χρησιμοποιώντας τα κριτήρια Akaike και Schwarz και τους λόγους t το καλύτερο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών είναι:

$$\Delta(\log (E_y/P_y)) = 0,0019 + 0,279\Delta(\log (E_y/P_y)(-1)) - 0,3232\Delta(\log(MW)) - 0,352e_{t-1} \quad (4.5.\theta)$$

Τα αποτελέσματα στην (4.5.θ) σημειώνουν ότι οι βραχυχρόνιες μεταβολές στους βασικούς μισθούς επηρεάζουν αρνητικά την απασχόληση αλλά η εκτιμημένη ελαστικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική. Επιπλέον, ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής είναι σχεδόν στατιστικά σημαντικός.

Τα αποτελέσματα είναι παρόμοια αλλά μικρότερα με αυτά των Kaufman (1989) και των Martin και Bazen (1991).

Επίσης μπορούμε να ισχυριστούμε την άποψη τους ότι οι αυξήσεις των βασικών μισθών θα επηρεάσουν περισσότερο τους νέους ενήλικες, αντικαθιστώντας τους με τους έφηβους.

Έπειτα κάνοντας έλεγχο αυτοσυσχέτισης με το Breuch-Godfrey test, από την τιμή του P=0,33 δεν υπάρχει ένδειξη για αυτοσυσχέτιση για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Κάνοντας έλεγχο Arch στα κατάλοιπα, παρατηρώ ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH διότι το P=0,39 είναι μεγαλύτερο για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας ($\alpha=0.01$, $\alpha=0.05$, $\alpha=0.1$)

Κεφάλαιο 5: Συμπεράσματα-Προτάσεις

Είναι αξιοσημείωτο ότι το εύρος των αποτελεσμάτων είναι πάρα πολύ μεγάλο αν συγκριθεί για παράδειγμα με μια από τις πρώτες μελέτες του Brown (1982), όπου βρίσκει την ελαστικότητα απασχόλησης από -0,1 έως -0,3 στις ΗΠΑ. Η πιο πρόσφατη βιβλιογραφία δεν υποστηρίζει αυτή την παραδοσιακή άποψη, δηλαδή ότι οι αυξήσεις βασικών μισθών μειώνουν την απασχόληση (Hyslop et al., 2004, Singell et al., 2006, Katz et al., 1992,) εκτός από κάποιες 'ευαίσθητες ομάδες' (νήοι, έφηβοι) (Rosa, 1991, Maloney, 1995, Donald et al., 1996).

Όπως παρουσιάσαμε παραπάνω σε αυτή την μελέτη ερευνήθηκε η επίπτωση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην συνολική απασχόληση, ανάμεσα στα δυο φύλα του εργατικού δυναμικού και τις πιο ευαίσθητες ομάδες του πληθυσμού, τους έφηβους και τους νέους ενήλικες. Αναλυτικότερα, τα αποτελέσματα των αυξήσεων των βασικών μισθών επιδρούν θετικά στη συνολική απασχόληση. Αντιθέτως η Koutsogeorgoroulou (1994) βρίσκει αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης των αυξήσεων των βασικών μισθών για την περίοδο 1962-1987. Όπως ισχυρίστηκε ο Michl (1996, 2000) για την διαφορά των αποτελεσμάτων των ερευνών των Card et al. (1994) (θετικά αποτελέσματα απασχόλησης) και των Neumark et al. (2000) (αρνητικά αποτελέσματα απασχόλησης) μπορεί να οφείλεται στο ότι ο πρώτος εκτιμά την επίπτωση στις ώρες απασχόλησης ενώ ο δεύτερος στην συνολική απασχόληση. Δεδομένου ότι η Koutsogeorgoroulou (1994) συμπεριλαμβάνει και τις υπερωρίες στην ανάλυση της, κάτι τέτοιο ίσως ισχύει και στην δική μας μελέτη.

Όσο αφορά την επίπτωση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην απασχόληση των δυο φύλων, οι εκτιμώμενες ελαστικότητες είναι θετικές και στις δύο περιπτώσεις, με την γυναικεία ελαστικότητα να εκτιμάται μεγαλύτερη της ανδρικής και στατιστικά σημαντική.

Δεν υπάρχει καμία ένδειξη διακρίσεων μεταξύ των δύο φύλων του εργατικού δυναμικού στην Ελλάδα σύμφωνα με την θεωρία διάκριση προτίμησης (taste discrimination) του Becker (1957).

Επιπρόσθετα, τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την άποψη της Koutsogeorgoroulou (1994), ότι οι εργοδότες δεν θα αντικαταστήσουν γυναικεία με ανδρική εργασία.

Τέλος, οι εκτιμώμενες ελαστικότητες απασχόλησης των γυναικών είναι μεγαλύτερες από των ανδρών και μας επιτρέπει να ισχυριστούμε πως ίσως οφείλεται στην αυξημένη είσοδο των γυναικών στην αγορά εργασίας την εξεταζόμενη περίοδο.

Στην ομάδα ηλικιών 14-19 ετών και 20-24 ετών, παρατηρείται μία μείωση της απασχόλησης για τις περισσότερες μελέτες (π.χ. Leigh, 2003, Deere et al., 1995) αλλά και στην περίπτωση της Ελλάδας. Συνήθως αυτές οι ομάδες παρουσιάζουν μείωση της προσφοράς γιατί σχετίζεται με τον αυξανόμενο ρυθμό των νέων που συνεχίζουν στην δευτεροβάθμια και τριτοβάθμια εκπαίδευση

πριν εισέλθουν στην αγορά εργασίας ή την υποχρεωτική στράτευση των ανδρών μετά τα 18 έτη. Κάτι τέτοιο ισχύει στην Ελλάδα ιδιαίτερα για την εξεταζόμενη περίοδο και ίσως οδηγούμαστε σε λάθος συμπεράσματα αν υποστηρίξουμε ότι η αύξηση των βασικών μισθών μειώνει την απασχόληση των νέων σε τόσο μεγάλο ποσοστό για την ομάδα των νέων 15-19 ετών. Ακόμα τα περισσότερα άτομα σε αυτή την ηλικία συνδυάζουν την εκπαίδευση με την εποχιακή ή προσωρινή απασχόληση.

Επιπρόσθετα, στην Ελλάδα οι αυξήσεις βασικών μισθών όταν γίνονται καλύπτουν όλα τα επαγγέλματα και είναι ισόποσες ανά κλάδο για όλες τις ηλικίες με υψηλότερο μισθό ανάλογα με την περίοδο απασχόλησης, άρα ο εργοδότης έχει επιπλέον κίνητρο να απασχολήσει έναν νεοεισερχόμενο στην αγορά εργασίας υπάλληλο (Karageorgiou, 2004).

Θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε πως η νομοθεσία βασικών μισθών είναι καλά προσδιορισμένη στην Ελλάδα έτσι ώστε να μην βλάπτει τις ευαίσθητες ομάδες. Για παράδειγμα στην δευτεροβάθμια τεχνική εκπαίδευση και την τριτοβάθμια εκπαίδευση υπάρχει η πρακτική άσκηση που καλύπτει το ανώτερο ένα εξάμηνο σπουδών, άλλοτε υποχρεωτική ή όχι, έτσι ώστε οι νέοι να αποκτούν μια σχετική εμπειρία.

Ακόμη, εδώ και λίγα χρόνια η ελληνική κυβέρνηση και η ευρωπαϊκή ένωση μεριμνά για την απασχόληση των ευαίσθητων ομάδων μέσω προγραμμάτων προώθησης της απασχόλησης. Για παράδειγμα, ο Οργανισμός Απασχόλησης Εργατικού Δυναμικού (ΟΑΕΔ) μέσω του προγράμματος «Μια αρχή μια ευκαιρία», υποστηρίζει την ενίσχυση των δεξιοτήτων και προσόντων όλων των νέων (16-25 ετών) της χώρας που δεν συνεχίζουν σπουδές για την απόκτηση εργασιακής προϋπηρεσίας και κατάρτισης σε βασικές δεξιότητες.

Μια πιθανή λύση στο πρόβλημα της ανεργίας των νέων θα ήταν η υποχρεωτική απασχόληση τους σε κάποιες εταιρείες. Για παράδειγμα, να υποχρεούνται οι επιχειρήσεις με πάνω από ένα αριθμό ατόμων απασχόλησης να απασχολούν και νέους.

Θα μπορούσε ακόμη η ελληνική κυβέρνηση να προωθήσει την απασχόληση των νέων δίνοντας επιπλέον φορολογικά κίνητρα σε αυτές τις επιχειρήσεις που απασχολούν νέους εργαζόμενους όπως παρατηρήθηκε στις Κάτω Χώρες.

Στις ηλικίες των 30-44 ετών, οι περισσότερες μελέτες παρουσιάζουν αύξηση της απασχόλησης όπως θα ήταν αναμενόμενο καθώς πρόκειται για τις υψηλά παραγωγικές ηλικίες (Bazen et al., 1991). Όπως και στις προηγούμενες ομάδες ηλικιών, οι αυξήσεις και οι μειώσεις της απασχόλησης συνοδεύονται και από αντίστοιχες αυξήσεις ή μειώσεις στο εργατικό δυναμικό.

Αν ανατρέξουμε στην βιβλιογραφική επισκόπηση που παρουσιάστηκε παραπάνω θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε ότι η απασχόληση και κατ' επέκταση η ανεργία εξαρτάται όχι μόνο από καθαρά οικονομικές συνθήκες αλλά και από άλλους παράγοντες όπως τις

πληθυσμιακές μεταβολές, τις αλλαγές στο κοινωνικό-οικονομικό περιβάλλον, το θεσμικό καθεστώς που διέπει την εργασία αλλά και τις πολιτιστικές εξελίξεις. Οι μεταβολές που συμβαίνουν είναι συνάρτηση όλων των παραπάνω αλλά και της γεωγραφικής θέσης δεδομένου ότι κάθε συγκεκριμένη περιοχή έχει τις δικές της ιδιαίτερες τάσεις ως προς τα παραπάνω χαρακτηριστικά.

Έτσι, θα μπορούσαμε αργότερα (βάσει της διαθεσιμότητας των στοιχείων) να εκτιμήσουμε την επίδραση των αυξήσεων των βασικών μισθών στην Ελλάδα, χωρίζοντας τον πληθυσμό ανά γεωγραφική περιοχή ή ακόμα και ανά κλάδο. Για παράδειγμα, στη Θεσσαλία το μεγαλύτερο μέρος του πληθυσμού απασχολείται με την γεωργία ή την κτηνοτροφία ενώ στην Αττική το μεγαλύτερο μέρος του πληθυσμού απασχολείται στο κλάδο της βιομηχανίας.

Ακόμη ακολουθώντας την μελέτη των Card et al. (1994) θα ήταν σκόπιμο να διαχωρίσουμε το εργατικό δυναμικό σε πλήρους και μερικής απασχόλησης και να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα με τα αποτελέσματα των αυξήσεων των βασικών μισθών στην συνολική απασχόληση για να συμπεράνουμε αν οι εργοδότες αντικατέστησαν τους εργαζόμενους πλήρης απασχόλησης με μερικής απασχόλησης ως αποτέλεσμα της αύξησης των βασικών μισθών.

Θα μπορούσαμε ακολουθώντας την μελέτη των Dube et al. (2004), να διαχωρίσουμε τις επιχειρήσεις βάσει των αριθμό των εργαζόμενων που απασχολούν, με λιγότερους από 30 εργαζόμενους και περισσότερους από τριάντα εργαζόμενους, διότι αναφέρουν πως οι επιχειρήσεις με μικρό αριθμό εργαζόμενων ενδέχεται να επηρεαστούν γρηγορότερα από την εισαγωγή των βασικών μισθών.

Τέλος, πάντα βάσει διαθεσιμότητας των στοιχείων θα ήταν σκόπιμο να διαχωρίσουμε το εργατικό δυναμικό ανά επίπεδο εκπαίδευσης, φύλο και ηλικία (Bell, 1997).

Συμπερασματικά, θα ήταν επιτακτική η συλλογή στοιχείων με περισσότερη πληροφόρηση για τα μέλη του εργατικού δυναμικού έτσι ώστε στο μέλλον να μπορέσουμε να αναλύσουμε τις παραπάνω περιπτώσεις.

Αρθρογραφία

Bazen Stephan and Nicolas Skourias. (1997). Is There a Negative Effect of Minimum Wages in France?, *European Economic Review*, **57**, 723-732.

Bernstein, Jared and John Schmitt. (1998). *Making Work Pay: The Impact of the 1996-97 Minimum Wage Increase*. Economic Policy Institute, Washington, D.C.

Burkhauser, Richard V., Kenneth A. Couch, and David C. Wittenburg. (2000a). A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey, *Journal of Labor Economics*, **18**, 653-680.

Bell, Linda. (1997). The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia, *Journal of Labor Economics*, **15**, S102-S135.

Brown Charles, Curtis Gilroy, and Andrew Kohen. (1982). The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment, *Journal of Economic Literature*, **20**, 487-528.

Brown Charles, Curtis Gilroy, and Andrew Kohen (1983). Time Series Evidence on the Effect of the Minimum Wage on Teenage Employment and Unemployment, *Journal of Human Resources*, **18**, 3-31

Card David. (1992). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989, *Industrial and Labour Relations Review*, **46**, 38-54.

Card David and Alan B. Krueger. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, *American Economic Review*, **84**, 772-793.

Card David and Alan B. Krueger. (1995b). Time-Series Minimum Wage Studies: A Meta-analysis, *American Economic Review Papers and Proceedings*, **85**, 238-43.

Chapple Simon. (1997). Do Minimum Wages Have an Adverse Impact on Employment? Evidence from New Zealand, *Labour Market Bulletin*, **2**, 25-50.

Deere Donald, Kevin M. Murphy and Finis Welch (1995). Employment and the 1990-1991 Minimum-Wage Hike, *American Economic Review Papers and Proceedings*, **85**, 232-37.

Dickens Richard, Stephen Machin and Alan Manning. (1999). The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence, *Journal of Labor Economics*, **17**, 1-22.

Dolado Juan, Francis Kramarz, Stephen Machin, Alan Manning, David Margolis, Coen Teulings, Gilles Saint-Paul and Michael Keen. (1996). *The Economic Impact of Minimum Wages in Europe*, *Economic Policy*, **11**, 317-72.

Dube, Arindrajit, Suresh Naidu, and Michael Reich. (2006). *The Economic Impacts of a Citywide Minimum Wage*, Forthcoming in *Industrial and Labor Relations Review*.

Eriksson Tor and Mariola Pytlikova. (2004). Firm-Level Consequences of Large Minimum-Wage Increases in the Czech and Slovak Republics, *Labour*, **18**, 75-103.

Feliciano, Zadia M. (1998). Does the Minimum Wage Affect Employment in Mexico? *Eastern Economic Journal*, **24**, 165-80.

Fajnzylber Pablo. (2001). *Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors*, Department of Economics and CEDEPLAR, Universidade Federal do Belo Horizonte.

Harding Don, and Glenys Harding. (2004). Minimum Wages in Australia: An Analysis of the Impact on Small and Medium Sized Businesses. Turning Point Research Pty Ltd., Australia.

Hyslop Dean, and Steven Stillman. (2004). Youth Minimum Wage Reform and the Labour Market, *IZA Discussion Paper* **1091**, March.

Keil Manfred, Donald Robertson, and James Symons. (2001). Minimum Wages and Employment, *CEPR*, 497.

Katz Lawrence F. and Alan B. Krueger. (1992). The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry, *Industrial and Labor Relations Review*, **46**, 6-21.

Karageorgiou Lazaros. (2004). The Impact of Minimum Wage on Youth and Teenage Employment in Greece, *Spoudai*, **54**, 39-67.

Koutsogeorgopoulou Vasiliki. (1994). The Impact of Minimum Wages on Industrial Wages and Employment in Greece, *UK International Journal of Manpower*, **15**, 86-99, MCB University Press.

Leigh Andrew. (2003). Employment Effects of Minimum Wages: Evidence from a Quasi-Experiment, *The Australian Economic Review*, **36**, 361-73.

Lemos Sara. (2004). Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil, *Economia*, **5**, 219-66.

Lemos Sara. (2006). Minimum Wage Effects in a Developing Country, University of Leicester, UK Working Paper, **6**, January 2006.

Lewis P. (2006). *Minimum Wages and Employment*, Centre for Labour Market Research October 2006, Report commissioned by the Australian Fair Pay Commission.

Lothar Funk and Hagen Lesch. (1991). Minimum Wage Regulations in Selected European Countries OECD, *Economic Studies*, **16**, Spring 1991.

Machin Stephen and Alan Manning. (1997). Minimum Wages and Economic Outcomes in Europe, *European Economic Review*, **41**, 733-42.

Machin Stephen and Alan Manning. (1996). Employment and the Introduction of a Minimum Wage in Britain, *The Economic Journal*, **106**, 667-676.

Maloney Tim. (1995). Does the Minimum Wage Affect Employment and Unemployment in New Zealand, *New Zealand Economic Papers*, **29**, 1-19.

Neumark David and William Wascher. (2007). Minimum Wages and Employment, Federal Reserve Board Discussion Paper No. 2570 January 2007 University of California, Irvine ,*Public Policy Institute of California*.

Neumark David and William Wascher. (2000). The Effect of New Jersey's Minimum Wage Increase on Fast-Food Employment: A Reevaluation Using Payroll Records, *American Economic Review*, **90**, 1362-96.

Persky Joseph J. and Sharon H. Mastracci. (2008). Effects of state minimum wage increases on employment, hours, and earnings of low-wage workers in Illinois, University of Illinois at Chicago - USA JRAP, **38**, 268-278, 2008.

Rama Martin. (2001). The Consequences of Doubling the Minimum Wage: The Case of Indonesia, *Industrial and Labor Relations Review*, **54**, 864-81.

Spriggs William E. and Bruce W. Klein. (1994). *Raising the Floor: The Effects of the Minimum Wage on Low-Wage Workers*, Washington DC: Economic Policy Institute.

Stewart B. Mark. (2002). *The Impact of the Introduction of the UK Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low Wage Workers*, University of Warwick, January 2002.

Suryahadi Asep, Wenefrida Widyanti, Daniel Perwira and Sudarno Sumarto. (2003). Minimum Wage Policy and Its Impact on Employment in the Urban Formal Sector, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, **39**, 29-50.

Yelowitz Aaron S. (2005). *How Did the \$8.50 Citywide Minimum Wage Affect the Santa Fe Labor Market*, Employment Policies Institute, Washington, D.C.

Zavodny Madeline. (2000). The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours, *Labour Economics*, **7**, 729-750.

Βιβλιογραφία

Χάλκος Ε. Γεώργιος. (2006). *Οικονομετρία Θεωρία και Πράξη*, Εκδόσεις Γκιούρδα Β., Αθήνα.

Κάτος Β. Αναστάσιος. (2004). *Οικονομετρία Θεωρία και Εφαρμογές*, Εκδόσεις Ζυγός, Θεσσαλονίκη.

Στατιστική Επιτηρίδα 1983, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1985, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1987, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1990, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1992-1993, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1997, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 1998, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 2000, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 2001, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 2003, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 2004, ΕΣΥΕ
Στατιστική Επιτηρίδα 2006, ΕΣΥΕ

Ιστοσελίδες

http://en.wikipedia.org/wiki/Minimum_wage

http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_minimum_wages_by_country

<http://en.wikipedia.org/wiki/Monopsony>

<http://www.fedee.com/minwage.html>

<http://www.eurofound.europa.eu/eiro/2005/07/study/tn0507101s.htm>

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/exchange_rates/data/database

Παράρτημα Α

Πίνακας 4: Σχέση βασικών και μέσων αποδοχών

Βασικοί μισθοί ως % των μέσων ακαθάριστων αμοιβών, 1995-2004									
Χώρα	Βασικός μισθός ως % της μέσης ακαθάριστης αμοιβής						Αλλαγή στις ποσοστιαίες μονάδες		
	995	998	001	002	003	004	995/8	998/2001	001/4
Βέλγιο	52	49	na	46	na	na	-3	-3	na
Βουλγαρία	34	28	36	39	40	40	-6	+8	+4
Τσεχία	27	23	34	36	37	37	-4	+11	+3
Κύπρος	na	na	na	na.	na	41	na	na	na
Γαλλία	47-48	49	47-48	46-47	46-48	na	+1-2	-1-2	+0-1
Ελλάδα	na	na	na	na	na	47	na	na	na
Ουγγαρία	31	29	39	41	36	36	-2	+10	-3
Ιρλανδία	-	-	51	49	na	51	-	-	0
Εσθονία	26	27	29	30	32	34	+1	+2	+5
Λετονία	31	32	38	35	37	38	+1	+6	0
Λιθουανία	28	45	44	43	41	38	+17	-1	-6
Μάλτα	52	49	43	44	44	44	-3	-6	+1
Κάτω Χώρες	48	46	45	45	na	na	-2	-1	na
Πολωνία	41	40	37	35	36	36	-1	-3	-1
Ρουμανία	39	42	32	32	27	29	+3	-10	-3
Σλοβακία	34	30	40	41	42	41	-4	+10	+1
Σλοβενία	41	40	41	42	42	44	-1	+1	+3
Ισπανία	42	na	35	na	na	33	na	na	na
UK	-	-	37	38	39	40	-	-	+2

Πηγή: Lech et al. (2005, σελ. 18)

Πίνακας 6: Δομικά χαρακτηριστικά των βασικών μισθών

Χώρα	Επιχορηγήσεις αμοιβών	Διαφοροποίηση περιοχών ή τομέων	Διαφοροποίηση κατά ηλικία	Διαφοροποίηση προσόντων
Βέλγιο	No	No	Μειωμένα ποσοστά για 16-20 ετών εργαζόμενους, κανόνες αρχαιότητας για τους υπαλλήλους ηλικίας 21 και άνω	No
Βουλγαρία	No	No	No	No
Τσεχία	No	No	Μειωμένα ποσοστά για 15-21 ετών	Μειωμένο ποσοστό (50%-75%) για τα άτομα με ειδικές ανάγκες
Κύπρος	No	No	No	Υψηλότεροι βασικοί μισθοί μετά από έξι μήνες στην απασχόληση.
Εσθονία	No	No	No	No
Γαλλία	Μείωση των εισφορών κοινωνικής ασφάλισης των εργοδοτών.	No	Μειωμένα ποσοστά για 16-17 ετών	Μειωμένο ποσοστό για τα άτομα με ειδικές ανάγκες
Ελλάδα	No	No	No	Το ποσό βασικών μισθών ποικίλλει σύμφωνα με το μήκος των υπαλλήλων της υπηρεσίας και της οικογενειακής κατάστασης.
Ουγγαρία	No	No	No	No
Λετονία	No	No	Διαφοροποίηση κατά ηλικία	
Λιθουανία	No	No	No	No
Μάλτα	No	Εκτός από τον εθνικό βασικό μισθό, η κυβέρνηση καθιερώνει τους τομεακούς βασικούς μισθούς.	Μειωμένα ποσοστά για τους υπαλλήλους κάτω των 18 ετών	Εθνικός βασικός μισθός

Κάτω Χώρες	Για τους χαμηλόμισθους υπαλλήλους	No	Μειωμένα ποσοστά για 15-22 ετών	No
Πολωνία	No	No	No	Οι υπάλληλοι που έχουν απασχοληθεί σε λιγότερο από δύο έτη λαμβάνουν ένα μειωμένο ποσοστό (80% κατά τη διάρκεια του πρώτου έτους απασχόλησης, 90% κατά τη διάρκεια του δεύτερου έτους).
Ρουμανία	No	No	No	No
Σλοβακία	No	No	Μειωμένα ποσοστά για τους υπαλλήλους ηλικίας 16-18 (75%) και κάτω από 16 (50%).	Μειωμένα ποσοστά (50% και 75%) για τους υπαλλήλους με ειδικές ανάγκες.
Σλοβενία		No	No	No
Ισπανία	No	No	No	Μειωμένο ποσοστό (66,7%) για τους μαθητευόμενους και τους ανθρώπους με ειδικές ανάγκες.
UK	No	No	Μειωμένα ποσοστά για 16-21 ετών	Μειωμένο ποσοστό (85%) για τους ενήλικους εργαζομένους για τους πρώτους έξι μήνες

Πηγή: Lech et al. (2005, σελ. 18)

Παράρτημα Β

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Bernstein et al. (2000)	Βασικός	Έφηβοι και νέοι ενήλικες	1995-1998	Έφηβοι: -1 μη σημαντική 20-54 ετών: μη σημαντικές εκτιμήσεις
Burkhauser et al. (200)	Βασικός μισθός	Συνολικό πληθυσμό	1979-1980	Αρνητικά μη στατιστικά αποτελέσματα
Bazen et al. (1991)	Βασικός μισθός για την Γαλλία	Νέοι κάτω των 25 ετών και άνω των 25 ετών	1972-1980	Συνολικής απασχόλησης άνω των 25 ετών: -0,44 έως 0,68 Απασχόληση νέων κάτω των 25 ετών: -0,15 έως -0,23

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Brown et al. (1982)	Βασικός μισθός	Έφηβοι (14-19 ετών)		Ελαστικότητα: -0,01 έως -0,03
Bell (1997)	Βασικοί μισθοί στο Μεξικό και την Κολομβία		1984-1990 για το Μεξικό 1980-1987 για την Κολομβία	Ελαστικότητα απασχόλησης για το Μεξικό: -0,18 Ελαστικότητα απασχόλησης για την Κολομβία: -0,34
Berman et al. (2000)	Αρχεία μισθοδοτικών καταστάσεων εστιατορίων για το Τζερσευ και την Πενσυλβάνια	Συνολική απασχόληση	1992	Αποτελέσματα απασχόλησης: -0,1 έως -1
Card (1992)	Αυξήσεις του 1991	Εφηβική απασχόληση στο εμπόριο και τον ρουχισμό	CPS	Έφηβοι: 0,35
Card et al. (1994)	Αύξηση βασικών μισθών το 1992 στο Τζέρσευ	Απασχόληση στα εστιατόρια του Τζέρσευ και της Πενσυλβάνιας	Φεβρουάριος και Νοέμβριος του 1992	Ελαστικότητα Απασχόλησης: 0,63 έως 0,73

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Card et al. (2000)	Βασικός μισθός εστιατορίων για το Τζερσευ και την Πενσυλβάνια	Συνολική απασχόληση	BLS	Αποτελέσματα απασχόλησης: Θετικά αλλά πολύ μικρά
Chapple (1997)	Βασικός μισθός εργαζόμενων 20 ετών και άνω για την Νέα Ζηλανδία	Νέοι ενήλικες 20-24 ετών	1985-1997	Ελαστικότητα απασχόλησης: -0,17 έως -0,34
Dube et al. (2006)	Βασικός μισθός στο Σαν Φραντσίσκο	Εργαζόμενοι στα εστιατόρια		Μη στατιστικά αποτελέσματα
Deere et al. (1995)	Αύξηση μισθών του 1990 και 1991	Έφηβοι και ενήλικοι κατά φύλο και μόρφωση	1985-1993	Άντρες έφηβοι: -0,27 Γυναίκες έφηβοι: -0,42 Μορφωμένοι ενήλικες: -0,11
Dolado et al. (1996)	Βασικός μισθός μετά από την αύξηση το 1980 στην Ισπανία	16-19 ετών	1981-1989	Ελαστικότητα 16-19 ετών : -0,15 Συνολική ελαστικότητα απασχόλησης :0,08

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Dickens et al. (1993)	Βασικός μισθός στην Μ. Βρετανία	Εργαζόμενοι στον ρουχισμό και τη λιανική πώληση	1978-1992	Ελαστικότητα απασχόλησης στον ρουχισμό: -0,069 Ελαστικότητα απασχόλησης στη λιανική πώληση: -0,019
Eriksson et al. (2004)	1998-1999 αύξηση βασικών μισθών στην Τσεχία 1999-2000 αύξηση βασικών μισθών στην Σλοβακία	Συνολικός πληθυσμός	1998-1999 1999-2000	Τσεχία: Ελαστικότητα ωρών απασχόλησης -0,119 Ελαστικότητα απασχόλησης 0,185 Σλοβακία: Ελαστικότητα ωρών απασχόλησης 0,185 Ελαστικότητα απασχόλησης -0,185
Fajnzylber (2001)	Βασικός μισθός στη Βραζιλία	Συνολική απασχόληση	1982-1997	Ελαστικότητα απασχόλησης : -0,1

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Foucans (1980)	Βασικός μισθός στη Γαλλία	Διαχώρισε το δείγμα κατά ηλικία και φύλο	1973-1997	Αρνητικά μη στατιστικά αποτελέσματα απασχόλησης
Ginding et al. (2004)	Βασικός μισθός στην Κόστα Ρίκα	Συνολική απασχόληση και ώρες εργασίας	1988-2000	Ελαστικότητα απασχόλησης: -0,11 Ελαστικότητα ωρών εργασίας: -0,06
Harding et al. (2004)	Βασικός	Εφηβοι	2003	Ελαστικότητα απασχόλησης : -0,21
Hyslop et al. (2004)	Βασικός μισθός 16-25 ετών για τη Νέα Ζηλανδία	Ενήλικες 20-25 ετών Έφηβοι 16-19 ετών	1997-2003	Ελαστικότητα απασχόλησης : 16-17 ετών :0,22 18-19 ετών: 0,007 20-25 ετών : 0,04
Keit et al. (2001)	Βασικός	Εφηβική απασχόληση	1977-1995	Απασχόληση εφήβων: -0,37

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Katz et al. (1992)	Αύξηση βασικού μισθού το 1991	Εργαζόμενοι στα ταχυφαγία του Τέξας	Δεκέμβριος 1990 έως Ιούλιο του 1991	1,7- 2,65
Karageorgiou (2004)	Βασικός μισθός για την Ελλάδα	15-19 ετών και 20-24 ετών	1974-2001 για την ομάδα 15-19 ετών και 1981-2000 για την ομάδα 20-24 ετών	Ελαστικότητα 15-19 ετών: 0,22-0,63 Ελαστικότητα 20-24 ετών: -0,05 έως -0,12
Koutsogeorgopoulou (1994)	Βασικός μισθός για την Ελλάδα	Ανδρική και γυναικεία απασχόληση	1962-1987	Ανδρική : -0,362 Γυναικεία : -0,67
Leigh (2003,a)	Αυξήσεις βασικών μισθών στην Αυστραλία	Έφηβοι και ενήλικες	1994-2001	Ελαστικότητα : 15-24 ετών: -0,389 25-34 ετών: -0,139
Leigh (1986)	Αύξηση βασικών μισθών στην Αυστραλία	Ώρες εργασίας	1966-1986	Ελαστικότητα: 0,006-0,141

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Leigh (2003,b)	Αύξηση βασικών μισθών στην Αυστραλία	Έναν, δυο τρεις και τέσσερις μήνες μετά την αύξηση	1981-2002	Ελαστικότητες απασχόλησης: Ένα μήνα μετά: -0,17 Δύο μήνες μετά: -0,24 Τρεις μήνες μετά: -0,29 Τέσσερις μήνες μετά: -0,16
Lemos (2004)	Βασικός μισθός Βραζιλίας	Χαμηλής και υψηλής εκπαίδευσης	1982-1987	Ελαστικότητα απασχόλησης χαμηλής εκπαίδευσης: -0,04
Mastracci et al. (2005)	Βασικός μισθός στο Σικάγο	Ωριαία και Συνολική απασχόληση	2004-2005	Μη στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα
Maloney (1995)	Βασικός μισθός στη Νέα Ζηλανδία	Διαχώρισε τον πληθυσμό κατά ηλικία και εκπαίδευση	1985-1993	Ελαστικότητα: -0,35 για νέους ενήλικες 0,69 για τους έφηβους -0,57 για νέους ενήλικες με εκπαίδευση

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Neumark et al. (2007)	Βασικός μισθός για διάφορες Πολιτείες των Η.Π.Α.	Κατά ομάδα ηλικίας, φύλου, εκπαίδευσης, φυλής	1996	20-24 ετών με ανώτατη εκπαίδευση για άνδρες και γυναίκες: -0,095 έως -0,0798 15-19 ετών για νέους άνδρες:-0,627
Rama (2001)	Αυξήσεις των βασικών μισθών το 1990 και το 1995 για την Ινδονησία	Εργαζόμενοι στις αστικές περιοχές 15-24 ετών	1988-1995	Ελαστικότητα απασχόλησης για τις αστικές περιοχές: -0,04 15-24 ετών: μη στατιστικά σημαντικά
Rosa (1981)	Βασικός μισθός στην Γαλλία	15-24 ετών	1963-1979	Αποτελέσματα απασχόλησης εφήβων: -0,002 έως -0,004

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Spriggs et al. (1994)	Αύξηση βασικού μισθού το 1991	Απασχόληση στα ταχυφαγία του Μισισιπή και της Καρολίνα	Μάρτιος και Απρίλιος του 1991	Μη στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα κοντά στο μηδέν
Singell et al. (2006)	Βασικοί μισθοί στο Όρεγκον Και την Ουάσιγκτον	Απασχόληση στα εστιατόρια, στα ξενοδοχεία, μαγαζιά ποτών	Μηνιαία στοιχεία 1997-2001	Ελαστικότητα απασχόλησης στα εστιατόρια : -0,2 Ελαστικότητα απασχόλησης στα ξενοδοχεία: 0,15 Ελαστικότητα απασχόλησης Στα μαγαζιά ποτών: -0,2
Suryahadi et al. (2003)	Αυξήσεις στους βασικούς μισθούς το 1990 για την Ινδονησία	Απασχόληση ανδρών και γυναικών	1988-2000	Συνολική ελαστικότητα απασχόλησης: -0,06 Ελαστικότητα απασχόλησης γυναικών : -0,16 Ελαστικότητα απασχόλησης ανδρών: -0,05

Πίνακας 7: Σύνοψη Εμπειρικών μελετών (συνεχίζεται)

Μελέτη	Βασικός μισθός	Ομάδα	Στοιχεία	Εκτιμώμενες ελαστικότητες
Stewart (2003)	Βασικός μισθός για την Βραζιλία	Ανδρική και γυναικεία απασχόληση	1988-2001	Μη στατιστικά αποτελέσματα ανδρικής απασχόλησης Γυναικεία ελαστικότητα απασχόλησης: -0,011 έως -0,019
Wittenburg (2001)	Ομοσπονδιακός μισθός στο Νέο Τζέρσευ	Ωριαία απασχόληση εφήβων	1979-1992	-0,48 έως -0,74
Yelowitz (2004)	Βασικός μισθός στο Σάντα Φε	Συνολική απασχόληση Επίπεδο μόρφωσης	2003-2004	Μη στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα κοντά στο μηδέν
Zavodny (2000)	Βασικός	15-19 ετών	1979-1993	Απασχόληση : -0,12