



ΧΑΡΟΚΟΠΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΙΑΚΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑΣ ΚΑΙ ΟΙΚΟΛΟΓΙΑΣ
ΠΜΣ «ΒΙΩΣΙΜΗ ΑΝΑΠΤΥΞΗ»

Διπλωματική Εργασία

**ΘΕΜΑ: « ΚΑΤΩΤΑΤΕΣ ΑΠΟΔΟΧΕΣ ΚΑΙ ΑΠΑΣΧΟΛΗΣΗ:
ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΥΡΩΖΩΝΗ και ΤΗΝ ΚΑΤΑΝΑΛΩΤΙΚΗ
ΕΜΠΙΣΤΟΣΥΝΗ ΤΩΝ ΕΥΡΩΠΑΙΩΝ»**

Φοιτήτρια: Αθανασοπούλου Ελευθερία

ΑΜ: 210309

Τριμελής Επιτροπή: Μ.ΒΑΜΒΑΚΑΡΗ (Επιβλέπουσα)

Σ.ΛΩΛΟΣ

Ε.ΘΕΟΔΩΡΟΠΟΥΛΟΥ

Αθήνα, 2013

Ευχαριστίες.....	3
Περίληψη.....	5
Abstract	6
1. Εισαγωγή.....	7
2. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση.....	10
2.1. Βασικός Μισθός και Απασχόληση.....	10
2.1.1. Θεωρητική Προσέγγιση	11
2.1.2. Εμπειρική Προσέγγιση	15
2.2. Καταναλωτική Εμπιστοσύνη.....	36
2.2.1. Θεωρητική Προσέγγιση	37
2.2.2. Ιστορική Προσέγγιση –Μέτρηση του δείκτη	38
2.2.3. Εμπειρική Προσέγγιση	41
3. Οικονομετρική Θεωρία Χρονολογικών Σειρών	46
3.1. Περιγραφή της εξαρτημένης μεταβλητής.....	46
3.2. Επεξεργασία της εξαρτημένης μεταβλητής.....	49
4. Δεδομένα	50
5. Εμπειρική διερεύνηση	86
5.1. Μοντέλο Οικονομικών Μεταβλητών	86
5.2. General autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) μοντέλα.....	87
5.3. Στατιστική Εγκυρότητα.....	88
6. Εμπειρικά αποτελέσματα	90
7. Συμπεράσματα.....	105
8. Βιβλιογραφία.....	108

Ευχαριστίες

Στην διεκπεραίωση ενός δύσκολου εγχειρήματος, απαιτούνται τα κατάλληλα εφόδια. Πέρα από αυτά που κατακτάς σε προσωπικό επίπεδο με τα χρόνια, διάθεση για βελτίωση, γνώση, υπομονή και επιμονή, το σημαντικότερο είναι το ανθρώπινο περιβάλλον που επιλέγεις να υποστηρίξει τις επιλογές σου και την διεκπεραίωσή τους.

Ευχαριστώ θερμά και ειλικρινά, την καθηγήτριά μου κα Μαλβίνα Βαμβακάρη, η οποία στο πλαίσιο του μαθήματος ενεργοποίησε την επιθυμία μου, να αξιοποιήσω και να εξελίξω τις στατιστικές μου γνώσεις. Την ευχαριστώ ιδιαίτερα και για την εμπιστοσύνη της στις δυνάμεις μου προκειμένου να επιχειρήσω κάτι «διαφορετικό».

Ευχαριστώ την καθηγήτρια κα Θεοδοροπούλου Ελένη για την ενθάρρυνση να προχωρήσω σε αυτή την εργασία, καθώς και τον καθηγητή μου κο Λώλο Σαράντη για την πολύτιμη και καταλυτική συμβολή του.

Ευχαριστώ τους συναδέλφους μου στην Alpha Finance A.E.Π.Ε.Υ. οι οποίοι με τον τρόπο τους, βοήθησαν να είναι δυνατή η παρακολούθηση του κύκλου μαθημάτων του ΜΠΣ.

Ευχαριστώ τους συμφοιτητές που μοιραστήκαμε αγωνίες, προβληματισμούς αλλά και πολλές ευχάριστες στιγμές.

Ευχαριστώ τους φίλους μου για το ειλικρινές ενδιαφέρον τους.

Ευγνωμονώ την οικογένεια μου για την ηθική συμπαράσταση αλλά και την πρακτική συμβολή σε αυτή την προσπάθεια.

Ευχαριστώ ιδιαίτερα, τον κο Γούλα Λάμπρο για την ενθάρρυνση, τις πολύτιμες υποδείξεις, την έμπρακτη συμπαράσταση που προσέφερε ανιδιοτελώς καθ' όλη την διάρκεια των σπουδών.

Στον Λάμπρο, την Βάσω και τον Ανδρέα

Περίληψη

Η αναπτυξιακή στρατηγική της ΕΕ, «Ευρώπη 2020», φιλοδοξεί μεταξύ των 5 βασικών της στόχων, το 75% των ατόμων ηλικίας μεταξύ 20-64 ετών, να είναι εργαζόμενοι Ευρωπαίοι πολίτες. Με αφορμή τον στόχο αυτό, η παρούσα μελέτη επιχειρεί να εξετάσει τις μεταβολές της απασχόλησης ως προς τις μεταβολές του κατώτατου μισθού, χρησιμοποιώντας τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή. Η έρευνα πραγματοποιήθηκε για τα εξής κράτη-μέλη της ΕΕ: *Ελλάδα, Γαλλία, Ιρλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ολλανδία*. Αξιοποιούνται μηνιαία στοιχεία, από τον Δεκέμβριο 2001-Δεκέμβριο 2012, για την απασχόληση των νέων ηλικίας 15-24 ετών, οι οποίοι αποτελούν μια από τις ομάδες στο σύνολο του απασχολούμενου πληθυσμού που αμείβεται με τις κατώτατες αποδοχές. Η στατιστική επεξεργασία των δεδομένων πραγματοποιήθηκε σε λογισμικό MATLAB R2012a, ενώ για την οικονομετρική ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν μοντέλα της οικογένειας General AutoRegressive Conditional Heteroskedastic (GARCH).

Στις υπό εξέταση χώρες και συγκεκριμένα στην Ελλάδα, την Γαλλία, την Πορτογαλία και την Ισπανία, η επίδραση των κατώτατων αποδοχών είναι θετική και στατιστικά σημαντική στην απασχόληση των νέων, με υψηλότερη τιμή αναφοράς στην Πορτογαλία. Συγκεκριμένα, η απασχόληση των Πορτογάλων μεταξύ 15-24 ετών επηρεάζεται θετικά και μάλιστα κατά 47.8% σε μια μεταβολή του κατώτατου μισθού κατά μία μονάδα. Στην περίπτωση της Ιρλανδίας, οι βασικές αποδοχές επηρεάζουν οριακά θετικά το επίπεδο απασχόλησης των νέων, αλλά η επιρροή δεν είναι στατιστικά σημαντική. Αναφορικά με το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ολλανδία σημειώνεται αρνητική σχέση μεταξύ κατώτατων αποδοχών και απασχόλησης και μάλιστα στατιστικά σημαντική. Μεταξύ των επτά, στην Ολλανδία παρατηρείται η μεγαλύτερη αρνητική επίδραση, καθώς η μεταβολή του βασικού μισθού φαίνεται να επιφέρει μείωση της απασχόλησης των νέων Ολλανδών κατά 46.9%.

Τέλος, και στις 7 χώρες της έρευνας τα αποτελέσματα αποδεικνύουν ότι η καταναλωτική εμπιστοσύνη των ευρωπαίων είναι στατιστικά σημαντική με οριακά θετική επίδραση, εάν λάβουμε υπόψη ότι οι τιμές του δείκτη στο δείγμα είναι αρνητικές και οι τιμές των συντελεστών για κάθε χώρα επίσης, αρνητικές.

Λέξεις κλειδιά: Απασχόληση, Κατώτατες αποδοχές, Καταναλωτική εμπιστοσύνη.

Abstract

The EU's growth strategy, «Europe 2020», aims for 75% of the 20-64 year-olds to be employed. That is why, this study attempts to examine the changes of employment with respect to changes in the minimum wage, using the consumer confidence index as an additional control variable. The survey was conducted for the following member states of the EU: Greece, France, Ireland, Portugal, Spain, United Kingdom, the Netherlands. The study exploits monthly data from December 2001 to December 2012, that refer to the employment of young people aged 15-24, who are one of the groups in total employed population paid under the minimum wage. The statistical analysis was carried out in software MATLAB R2012a, while the econometric analysis used models in the General AutoRegressive Conditional Heteroskedastic (GARCH).

In Greece, France, Portugal and Spain, the effect of minimum wages is positive and statistically significant in youth employment, with higher reference value in Portugal. In particular, the employment of Portugal from 15-24 affected positively and in a 47.8% to a change in the minimum wage by one unit. In the case of Ireland, the minimum wage marginally affects positively the level of employment of young people, but the influence is not statistically significant. Regarding the UK and the Netherlands noted negative relationship between minimum wages and employment, and indeed statistically significant. Among the seven, in the Netherlands there is the greatest negative effect, and the change in the minimum wage appears to result in reduced employment of young Dutch at 46.9%.

Finally, the results show that consumer confidence in these 7 countries is statistically significant with a marginally positive effect, considering that both the index values in the sample and the values of the coefficients for each country are negative.

Keywords: Employment, Minimum wage, Consumer confidence.

1. Εισαγωγή

Η αναπτυξιακή στρατηγική της ΕΕ για την δεκαετία που διανύουμε, «Ευρώπη 2020», φιλοδοξεί μεταξύ των 5 βασικών της στόχων, το 75% των ατόμων ηλικίας μεταξύ 20-64 ετών, να είναι εργαζόμενοι Ευρωπαίοι πολίτες. Στο πλαίσιο αυτό, οι ανάγκες στην αγορά εργασίας, επανέφεραν το καίριο ζήτημα των κατώτατων αποδοχών, πρώτο, στην πολιτική ατζέντα των ευρωπαϊκών χωρών.

Από οικονομική οπτική, ο μισθός, αντικατοπτρίζει το σημείο ισορροπίας των δυνάμεων της προσφοράς και της ζήτησης στην αγορά εργασίας και η όποια απόκλιση από αυτόν τον μισθό ισορροπίας, δημιουργεί μάλλον συνθήκες ανισορροπίας. Ωστόσο, σε ευρωπαϊκό αλλά και διεθνές επίπεδο, πολιτικοί, οικονομικοί και κοινωνικοί φορείς, τονίζουν την ανάγκη θεσμικής παρέμβασης για τον καθορισμό ενός κατώτατου επιπέδου αποδοχών. Είναι χαρακτηριστικό ότι η *Διεθνής Οργάνωση Εργασίας, Δ.Ο.Ε. (International Labour Organization, I.L.O.)* έχει συντάξει δύο «Συμβάσεις», ώστε ο κατώτατος μισθός να έχει διεθνή νομική υπόσταση.

Στην σύγχρονη Ευρώπη, το οικονομικό κλίμα, επαναφέρει το ενδιαφέρον για τον κατώτατο μισθό και τα κράτη-μέλη τον αξιοποιούν ως «εργαλείο» για την προστασία των χαμηλόμισθων και την άμβλυνση των καταστάσεων ανισότητας και φτώχειας. Οι [Neumark and Wascher \(2008\)](#) επισημαίνουν την σπουδαιότητα της ύπαρξης ενός βασικού μισθού για τους εργαζόμενους, οι οποίοι δεν απολαμβάνουν ίδιας έντασης διαπραγματευτική δύναμη με τους εργοδότες και αμείβονται με μισθούς που δεν θεωρούνται δίκαιοι.

Εξαιτίας της κοινωνικοοικονομικής και πολιτικής του διάστασης, ο βασικός μισθός αποδεδειγμένα επηρεάζει καίρια οικονομικά μεγέθη, όπως είναι η απασχόληση, η ανεργία, ο πληθωρισμός και η μεγέθυνση ([Dolado et al., 1996](#), [Gosling, 1996](#), [Maloney and Nunez, 2004](#)). Πιο συγκεκριμένα, από τις αρχές του 20^{ου} αιώνα και μέχρι σήμερα, οι επιρροές των μεταβολών του κατώτατου μισθού στην απασχόληση και ιδιαίτερα σε ευαίσθητες κοινωνικά ομάδες, όπως οι έφηβοι και οι γυναίκες, αποτελούν αντικείμενο έντονης συζήτησης μεταξύ των οικονομολόγων αλλά και αντιπαράθεσης μεταξύ των πολιτικών δυνάμεων μιας χώρας. Συνήθως πολιτικές παρατάξεις που τάσσονται στο πλευρό των εργατών και των εργαζομένων

και δη των χαμηλόμισθων, διατείνονται υπέρ της αύξησης των ορίων του κατώτατου μισθού. Εντούτοις, ανακύπτει ένας βασικός προβληματισμός, εάν οι παραπάνω απόψεις τεκμηριώνονται, θεωρητικά και εμπειρικά, μέσα από οικονομικές μελέτες. Πολλές εκ των οποίων, επιβεβαιώνουν ότι μια αύξηση στον βασικό μισθό μπορεί στην πραγματικότητα να αποφέρει αρνητικά αποτελέσματα στην απασχόληση, οδηγώντας σε υψηλότερα ποσοστά ανεργίας ιδιαίτερα στους νέους ηλικίας 15-24 ετών (Sen et al., 2011). Αυτή η εκδοχή πιθανώς δικαιολογείται αφού μια αύξηση στις βασικές αποδοχές, σημαίνει υψηλότερο κόστος για τον εργοδότη, γεγονός που δυνητικά τον οδηγεί σε περικοπές του εργατικού δυναμικού. Παρ' όλα αυτά, αρκετοί μελετητές υποστηρίζουν ότι οι επιπτώσεις μιας αύξησης του κατώτατου μισθού στην απασχόληση κυρίως των εφήβων, είναι ουδέτερες και σε ορισμένες περιπτώσεις θετικές (Card and Krueger, 1995).

Η παρούσα μελέτη επιχειρεί να εξετάσει τις μεταβολές της απασχόλησης ως προς τις μεταβολές του κατώτατου μισθού, στα εξής κράτη-μέλη της ΕΕ: *Ελλάδα, Γαλλία, Ιρλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ολλανδία*. Αξιοποιούνται μηνιαία στοιχεία, από τον Δεκέμβριο 2001-Δεκέμβριο 2012, για την απασχόληση των νέων ηλικίας 15-24 ετών, οι οποίοι αποτελούν μια από τις ομάδες στο σύνολο του απασχολούμενου πληθυσμού που αμείβεται με τις κατώτατες αποδοχές (Brown et al., 1982, Dolado et al., 1996, Abowd et al., 1999, OECD, 1998, Rycx and Kampelmann, 2012). Η στατιστική επεξεργασία των δεδομένων πραγματοποιήθηκε σε λογισμικό MATLAB R2012a, το οποίο χρησιμοποιείται μεταξύ άλλων και στην οικονομετρική ανάλυση χρονολογικών σειρών.

Παρ' ότι η επεξεργασία δεδομένων που προκύπτουν από χώρες της Ευρωζώνης δεν αποτελεί καινοτομία, η συγκεκριμένη έρευνα πρωτοτυπεί χρησιμοποιώντας τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή για την εκτίμηση της συμπεριφοράς του δείκτη της απασχόλησης των νέων. Η καταναλωτική εμπιστοσύνη, ως μέτρο οικονομικής συγκυρίας, εκφράζει την αισιοδοξία των καταναλωτών σχετικά με το σύνολο της οικονομίας και της προσωπικής τους οικονομικής κατάστασης. Συνεπώς, ενδιαφέρει ολόένα και περισσότερους παράγοντες, όπως κεντρικές τράπεζες και κυβερνήσεις, σε εθνικό επίπεδο και υπερεθνικούς οργανισμούς, όπως η Ευρωπαϊκή Επιτροπή της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Πέραν αυτών, και η ακαδημαϊκή κοινότητα έχει επικεντρωθεί

στην έρευνα σχετικά με τη χρήση της εμπιστοσύνης των καταναλωτών. Πλήθος μελετών έχουν προσπαθήσει με εργαλείο την καταναλωτική εμπιστοσύνη να ερμηνεύσουν και να προβλέψουν μεταβλητές που περιγράφουν πτυχές του οικονομικού κύκλου, όπως, οι τιμές πετρελαίου (Praet and Vuchelen, 1989), το Α.Ε.Π. (Howrey, 2001, Mourougane and Roma, 2003), η κατανάλωση (Easaw et al., 2005, Ramalho et al., 2011, Barsky and Sims, 2012), η απασχόληση (Sum, 2012), αλλά και χρηματιστηριακούς δείκτες (Jansen and Nahuis, 2003, Singal, 2012). Ενώ τα συμπεράσματα των παραπάνω ερευνών, αξιοποιούνται και από εθνικούς και πολυεθνικούς εταιρικούς ομίλους για την αξιολόγηση της διάθεσης για κατανάλωση και τον συντονισμό της παραγωγής τους.

Η έρευνα συνεισφέρει στην υπάρχουσα βιβλιογραφία με τρεις τρόπους. Αρχικά, από όσο γνωρίζουμε πρόκειται, για την πρώτη μελέτη που διερευνά την επίδραση του προπορευόμενου δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων. Δεύτερον, η εργασία καινοτομεί αφού για την οικονομετρική ανάλυση χρησιμοποιεί μοντέλα της οικογένειας General AutoRegressive Conditional Heteroskedastic (GARCH) για να διορθώσει (μοντελοποιήσει) τις ετεροσκεδαστικές και ασύμμετρες επιδράσεις της εξαρτημένης μεταβλητής. Η προηγούμενη βιβλιογραφία που πραγματοποίησε οικονομετρική ανάλυση χρονοσειρών, αγνόησε τις παραπάνω επιδράσεις. Τρίτον, η μελέτη συμπληρώνει την βιβλιογραφία σχετικά με την επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση στην περίπτωση της Ελλάδος, καθώς από όσο γνωρίζουμε υπάρχουν δύο μόνο αντίστοιχες δημοσιευμένες έρευνες (Koutsogeorgopoulou, 1994, Karageorgiou, 2004).

Η μελέτη ακολουθεί ως εξής: το κεφάλαιο 2 συνοψίζει την σημαντικότερη βιβλιογραφία, σε θεωρητικό και εμπειρικό επίπεδο των τελευταίων 20 ετών, σχετικά με την σχέση βασικού μισθού και απασχόλησης και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης. Το κεφάλαιο 3, αναφέρεται στην θεωρία της ανάλυσης χρονολογικών σειρών. Το κεφάλαιο 4, σχολιάζει τα δεδομένα της παρούσης εργασίας. Το κεφάλαιο 5 περιγράφει την εμπειρική διερεύνηση επί του θέματος, ενώ το κεφάλαιο 6 παρουσιάζει τα εμπειρικά αποτελέσματα. Τέλος το κεφάλαιο 7 συμπεραίνει, σχολιάζει την κοινωνική και πολιτική συμβολή των αποτελεσμάτων και θέτει προβληματισμούς για μελλοντική έρευνα.

2. Βιβλιογραφική Ανασκόπηση

2.1. Βασικός Μισθός και Απασχόληση

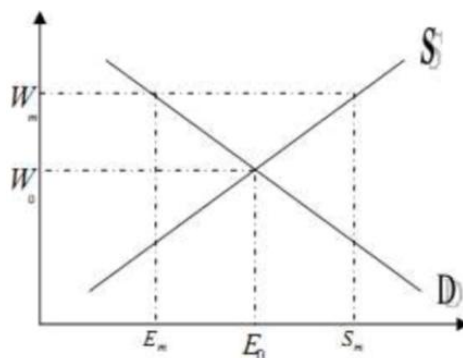
Από τις αρχές της δεκαετίας του 1980, ένας τεράστιος όγκος διεθνούς βιβλιογραφίας επιχείρησε να προσεγγίσει, να μετρήσει και να εκτιμήσει τις επιπτώσεις του βασικού μισθού στην απασχόληση, διαμορφώνοντας την σύγχρονη θεωρία περί κατώτατου μισθού στην αγορά εργασίας. Μελετώντας εκτενώς τις ποικίλες βιβλιογραφικές αναφορές, ο μελετητής, μπορεί να σχηματίσει μια συνολική εικόνα, ωστόσο, είναι ξεκάθαρο ότι οι ακαδημαϊκοί, δεν ήταν και δεν είναι εφικτό να συγκλίνουν σε ένα κοινώς αποδεκτό συμπέρασμα. Τα αποτελέσματα διαφέρουν ανάλογα με τις οικονομίες, τα χαρακτηριστικά των εργαζομένων (χαμηλής-υψηλής εκπαίδευσης, χαμηλόμισθοι-υψηλόμισθοι, έφηβοι-νέοι-ενήλικες, φύλο), τον τομέα (ιδιωτικός-δημόσιος-επιχειρήσεις-βιομηχανίες-λιανικό εμπόριο), την χρονική περίοδο ακόμα και τα στατιστικά εργαλεία μελέτης (χρονοσειρές – χρονικά διαστρωματικά δεδομένα). Για παράδειγμα, μελέτες για τις επιπτώσεις των κατώτατων μισθών στις ΗΠΑ καταγράφουν ενδείξεις ότι οι κατώτατοι μισθοί έχουν πολύ μικρή επίδραση στην απασχόληση, με τα στοιχεία να επικεντρώνονται σε μείωση της απασχόλησης των νέων (Brown et al., 1982). Μεταγενέστερες έρευνες αναδεικνύουν πιο έντονη αρνητική επίδραση των κατώτατων μισθών στην απασχόληση κυρίως των νέων καθώς η ελαστικότητα ζήτησης της εργασίας ως προς μια αύξηση του βασικού μισθού κατά 10% κυμαίνεται από - 0.4 ή - 0.5 (Neumark and Wascher, 1999). Σε άλλες χώρες, όπως για παράδειγμα χώρες της Λατινικής Αμερικής οι αρνητικές επιδράσεις στην απασχόληση είναι ακόμα μεγαλύτερες (Bell, 1997).

2.1.1. Θεωρητική Προσέγγιση

Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία και όπως διευκρινίζει ο Dolado et al. (2000), οι επιδράσεις ενός ορίου κατώτατου μισθού στην απασχόληση μπορούν να συνοψισθούν στις εξής τέσσερις προτάσεις, εκ των οποίων στο πλαίσιο της παρούσης εργασίας αναλύονται οι τρείς:

1. Ένας δεσμευτικός (πάνω από τον ανταγωνιστικό μισθό) κατώτατος μισθός δεν μπορεί να αυξήσει την απασχόληση και γενικά την μειώνει.
2. Οι αρνητικές συνέπειες για την απασχόληση είναι μεγαλύτερες στις μικρές και ανοικτές οικονομίες, καθώς η ανταγωνιστικότητα μετράει περισσότερο.
3. Οι νέοι εργαζόμενοι είναι αυτοί που πλήττονται περισσότερο.
4. Οι χαμηλόμισθοι που αμείβονται με τις κατώτατες αποδοχές δεν προέρχονται συνήθως από τα φτωχότερα νοικοκυριά. Συνεπώς, οι κατώτατοι μισθοί δεν ωφελούν σε σημαντικό βαθμό στην καταπολέμηση της φτώχειας.

Αναλυτικότερα και με σκοπό να τεκμηριωθεί το πρώτο επιχείρημα, σύμφωνα με το οποίο ένας υποχρεωτικός (πάνω από τον ανταγωνιστικό μισθό) βασικός μισθός δεν μπορεί να αυξήσει την απασχόληση και γενικά την μειώνει, υποθέτουμε ότι βρισκόμαστε σε μία πλήρως ανταγωνιστική αγορά. Σε αυτό το μοντέλο αγοράς οι δυνάμεις της προσφοράς (S) και της ζήτησης (D) είναι αυτές που προσδιορίζουν την αρχική σχέση απασχόλησης-μισθού. Στο Γράφημα 1, απεικονίζεται το σημείο τομής των $D - S$ το οποίο αντιστοιχεί σε ένα επίπεδο μισθού W_0 και απασχόλησης E_0 .

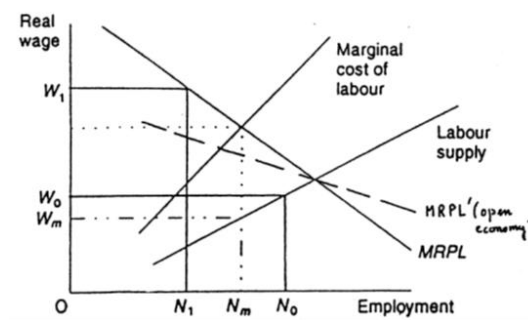


Γράφημα 1: Επίδραση κατώτατου μισθού σε ανταγωνιστική αγορά.

Όταν θεσμοθετείται ένα κατώτατο επίπεδο μισθού υψηλότερο του W_0 , έστω W_m , το επίπεδο απασχόλησης μειώνεται με αποτέλεσμα να δημιουργείται πλεόνασμα εργασίας (και συνεπώς ανεργία). Και αυτό γιατί, η προσφορά εργασίας είναι μεγαλύτερη από την ζήτηση. Το πλεόνασμα εργασίας ισούται με τη διαφορά $S_{(w_m)}$ και $E_{(w_m)}$. Η επιβολή ενός επιπέδου κατώτατων αποδοχών είναι αποτέλεσμα κρατικής παρέμβασης και δημιουργεί ανισορροπία στην αγορά εργασίας, επιδρώντας αρνητικά στην απασχόληση και την κοινωνική ευημερία (Brown et al., 1982, Brown 1999). Μάλιστα, κατά την νεοκλασική θεωρία οι εργαζόμενοι με τα χαμηλότερα επίπεδα μισθών και ειδίκευσης, είναι αποδέκτες των πιο επιβλαβών επιρροών από τη θέσπιση των ορίων των ελάχιστων μισθών.

Ωστόσο, η πραγματικότητα απέχει από τις υποθέσεις της νεοκλασικής θεωρίας σχετικά με τον πλήρη ανταγωνισμό και συνεπώς την τέλεια πληροφόρηση και την κινητικότητα εργασίας, καθώς οι συνθήκες στην αγορά εργασίας είναι πολύ διαφορετικές.

Κάτω από άλλες υποθέσεις, παραδείγματος χάριν εάν υποθέσουμε ότι βρισκόμαστε σε καθεστώς μονοψωνίου, όπου υπάρχει μόνο ένας αγοραστής εργασίας, ο βασικός μισθός μπορεί να αυξήσει την απασχόληση, αν αυτός ρυθμίζεται συνετά, εντός της περιοχής που καθορίζεται από το μονοψώνιο και τις ανταγωνιστικές αμοιβές. Ο εργοδότης μπορεί να επιλέξει τι μισθό θα πληρώσει. Μάλιστα, ένας υψηλότερος μισθός έχει ως αποτέλεσμα υψηλότερη προσφορά εργαζομένων. Ένας εργοδότης που επιδιώκει την μεγιστοποίηση του κέρδους θα επιλέξει τέτοιο επίπεδο απασχόλησης όπου το οριακό προϊόν ενός επιπλέον εργαζόμενου ισούται με το οριακό κόστος ενός επιπλέον εργαζόμενου. Το γεγονός αυτό αυξάνει τον μισθό, αφού για να προσελκύσει ο εργοδότης επιπλέον εργαζόμενο απαιτείται να αυξηθεί ο μισθός και των υφιστάμενων εργαζομένων. Η αγορά εργασίας υπό συνθήκες μονοψωνίου απεικονίζεται στο Γράφημα 2: Εάν δεν υπάρχει κατώτατος μισθός, ένα επίπεδο εργασίας N αντιστοιχεί σε έναν μισθό W .



Γράφημα 2: Επίδραση κατώτατου μισθού σε μονοψωνιακή αγορά.

Η ευθεία που διέρχεται μεταξύ των ευθειών που αναπαριστούν το οριακό κόστος (MC) και το οριακό προϊόν εργασίας (MRPL) προσδιορίζει το αποτέλεσμα του μονοψωνίου (W_m, N_m). Η αύξηση του βασικού μισθού από W_m σε W_o , αυξάνει την απασχόληση από N_m σε N_o , ενώ η αύξηση του κατώτατου μισθού από W_m σε W_1 μειώνει την απασχόληση από N_m σε N_1 . Όπως αναφέραμε προηγουμένως, ο βασικός μισθός πρέπει να κινείται εντός κάποιων ορίων προκειμένου να μην επηρεάζει αρνητικά την απασχόληση. Η απασχόληση μεγιστοποιείται όταν ο κατώτατος μισθός θεσμοθετείται σε ένα επίπεδο το οποίο θα επικρατούσε στην ανταγωνιστική αγορά εργασίας (όπου η προσφορά εργασίας και το οριακό προϊόν εργασίας διασταυρώνονται). Ο βαθμός στον οποίο οι κατώτατες αποδοχές μπορούν να αυξηθούν χωρίς να προκαλείται απώλεια εργασίας εξαρτάται από την ελαστικότητα της ζήτησης εργασίας (κλίση καμπύλης ζήτησης) και από την ελαστικότητα της προσφοράς εργασίας που αντιμετωπίζει η επιχείρηση (κλίση καμπύλης προσφοράς). Οι κατώτατες αποδοχές είναι πιο αποτελεσματικές όταν η καμπύλη ζήτησης εργασίας είναι πιο ελαστική (όσο πιο ανελαστική η διαφορά N_m σε N_o μικραίνει).

Αν και το μοντέλο «μονοψώνιο», έχει αμφισβητηθεί από πολλούς οικονομολόγους υποστηρίζοντας ότι πρόκειται για ακραία περίπτωση, καθώς είναι λίγοι οι εργοδότες που είναι μοναδικοί αγοραστές εργασίας, τα χαρακτηριστικά του, ευσταθούν σε κάθε περίπτωση όπου οι επιχειρήσεις έχουν υιοθετήσει μια κατεύθυνση αναφορικά με τους μισθούς που πληρώνουν. Είναι εύλογο να σκεφθεί κανείς ότι όσο πιο υψηλός ο μισθός που πληρώνει μια εταιρεία τόσο πιο εύκολα μπορεί να προσλάβει και να διατηρήσει τους εργαζομένους της. Αυτό όμως περιγράφει τον τέλει ανταγωνισμό που είναι ακραία περίπτωση, καθώς υποθέτει ότι εάν ο εργοδότης μειώσει τους μισθούς ακόμη και κατά ένα μέρος της μονάδας, αντιμετωπίζει τον κίνδυνο να τον εγκαταλείψουν όλοι οι εργαζόμενοι. Σαφώς

πρόκειται για μια ακραία άποψη, συνεπώς οποιαδήποτε άλλη ταυτίζεται με το μονοψώνιο (Dolado et al., 1996). Παρ' όλα αυτά, η οικονομική θεωρία υστερεί στο να επιβεβαιώσει ξεκάθαρα την δύναμη του μονοψωνίου. Το νόμισμα έχει δύο όψεις: την μια που υποστηρίζει ότι το μοντέλο εξηγεί την ύπαρξη διασποράς των μισθών ισορροπίας, την επίδραση του μεγέθους της επιχείρησης, την διάκριση, τις εισοδηματικές απώλειες των εκτοπισμένων εργαζομένων και το γενικό κόστος εκπαίδευσης που επωμίζονται οι εργοδότες. Η άλλη όψη υποστηρίζει ότι τα παραπάνω τεκμηριώνονται μέσω άλλων θεωριών.

Υπάρχουν επιπρόσθετα άλλες θεωρίες που επιχειρηματολογούν υπέρ των θετικών επιδράσεων του βασικού μισθού στην απασχόληση. Οι Calvo and Wellisz (1979) τους οποίους επιβεβαιώνουν πιο πρόσφατα οι Rebitzer and Taylor (1995) διατείνονται ότι όσο μεγαλώνει το μέγεθος μιας επιχείρησης, το μέσο κόστος εργασίας αυξάνει. Σε ένα μοντέλο μισθών αποδοτικότητας (efficiency wages) οι επιχειρήσεις καταβάλλουν μισθούς που βρίσκονται πάνω από το επίπεδο ισορροπίας προκειμένου να αυξηθεί η παραγωγικότητα των εργαζομένων, γεγονός που μπορεί να αυξήσει την απασχόληση. Σύμφωνα με την Κεϋνσιανή θεωρία, η θεσμοθέτηση των ορίων των κατώτατων μισθών μπορεί να έχει θετική επίπτωση στην απασχόληση και την ανάπτυξη. Επιπλέον, έχει καταγραφεί σε έρευνες ότι σε μια ατελή αγορά¹ όπου οι εργαζόμενοι αμείβονται με μισθό κάτω από το οριακό προϊόν μια ενδεχόμενη αύξηση στον κατώτατο μισθό ενδέχεται να μην οδηγήσει σε μείωση της απασχόλησης (Gindling and Terrell, 2010). Από την άποψη του ανθρωπίνου κεφαλαίου, ο κατώτατος μισθός μπορεί να οδηγήσει τους εργαζόμενους με χαμηλά επίπεδα ειδίκευσης να επενδύσουν σε εκπαίδευση και τις επιχειρήσεις να αυξήσουν τις επενδύσεις σε φυσικό κεφάλαιο και κατάρτιση. Μάλιστα, οι επενδύσεις αυτές έχουν θετικές επιδράσεις στην ανάπτυξη και την απασχόληση (Acemoglu and Pischke, 1998).

Όσο αφορά την δεύτερη πρόταση, ότι οι αρνητικές συνέπειες για την απασχόληση είναι μεγαλύτερες στις μικρές και ανοικτές οικονομίες, καθώς η ανταγωνιστικότητα μετρά περισσότερο, έχει νόημα μόνο αν η αγορά είναι ανταγωνιστική. Τότε μια δεδομένη αύξηση του κατώτατου μισθού θα έχει μεγαλύτερη αρνητική επίδραση στην απασχόληση. Η καμπύλη ζήτησης εργασίας

¹ Ατελής αγορά είναι αυτή που δεν παρέχει στους καταναλωτές όλα τα αγαθά και τις υπηρεσίες για τις οποίες είναι διατεθειμένοι να καταβάλουν μία τιμή που να υπερβαίνει το κόστος παραγωγής τους.

όμως είναι πιο ελαστική (πιο επίπεδη) στην περίπτωση του διεθνούς ανταγωνισμού. Σύμφωνα με το μονοψώνιο ωστόσο, τα πράγματα είναι εντελώς διαφορετικά: όσο η ζήτηση εργασίας γίνεται πιο ελαστική, η δυνατότητα του κατώτατου μισθού να αυξήσει την απασχόληση γίνεται πολύ μεγαλύτερη. Η διακεκομμένη γραμμή MRPL', στο Γράφημα 2 απεικονίζει αυτή την περίπτωση.

Ένα μεγάλο ποσοστό των ερευνών σε πολιτικό και ακαδημαϊκό επίπεδο, σχετικά με τις επιπτώσεις των κατώτατων μισθών εστιάζει στους νέους. Αξίζει βέβαια να σημειωθεί ότι αν και οι νέοι είναι πιο πιθανό να είναι χαμηλόμισθοι σε σχέση με τον μέσο εργαζόμενο, δεν αποτελούν απαραίτητα το μεγαλύτερο μέρος του πληθυσμού που είναι χαμηλόμισθο. Και αυτό γιατί, οι νέοι αποτελούν ένα μικρό ποσοστό του συνολικού εργατικού δυναμικού. Αν και υπάρχει κάποια ποικιλομορφία μεταξύ των χωρών, το ποσοστό του πληθυσμού των μισθωτών με τις ελάχιστες αποδοχές είναι παρόμοιο και χαρακτηρίζεται από χαμηλό μέσο όρο ηλικίας, γυναικείο πληθυσμό και χαμηλότερο μορφωτικό επίπεδο από ό, τι οι εργαζόμενοι με υψηλότερες αμοιβές.

Αντικειμενικά, η οικονομική θεωρία αδυνατεί να τεκμηριώσει με αδιαμφισβήτητα επιχειρήματα τις επιδράσεις των κατώτατων αποδοχών στην απασχόληση. Καταλήγουμε επομένως στο συμπέρασμα ότι απαιτείται εμπειρική διερεύνηση προκειμένου να απαντήσει στο σχετικό ερώτημα. Ανάμεσα στους στόχους της παρούσης έρευνας είναι να συνοψίσει στην επόμενη ενότητα τις σημαντικότερες από τις εμπειρικές μελέτες.

2.1.2. Εμπειρική Προσέγγιση

Προκειμένου να προσδιοριστούν οι επιπτώσεις του κατώτατου μισθού στην απασχόληση, η βιβλιογραφία αξιοποίησε τόσο τις μεταβολές κατά την διάρκεια των ετών, όσο και τις διαφορές μεταξύ των κρατών-πολιτειών ή των κρατών-μελών στους βασικούς μισθούς. Η προσέγγιση αυτή, εφαρμόζει το παραδοσιακό εμπειρικό μοντέλο, των χρονοσειρών (time-series data):

$$Y_{it} = \alpha MW_{it} + \beta R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (A)$$

σε ένα σύνολο δεδομένων που αποτελείται από παρατηρήσεις χρονικές (π.χ. ετήσιες),

σε επίπεδο κρατών-πολιτειών ή κρατών-μελών και αφορούν μια μεταβλητή έκβασης (Y), όπως η απασχόληση, οι ώρες εργασίας, ή οι μισθοί· μια μεταβλητή που αναφέρεται στον κατώτατο μισθό (MW)· και ένα διάνυσμα ερμηνευτικών μεταβλητών (R) (μεταβλητές ελέγχου) που μπορεί να αποδίδουν τις επιπτώσεις σε επίπεδο κράτους/πολιτείας/μέλους, i και τις επιδράσεις σε επίπεδο χρόνου, t . Ο ακριβής προσδιορισμός της μεταβλητής, κατώτατος μισθός, ποικίλει μεταξύ των ερευνών. Ποικίλει επίσης, και το σύνολο των μεταβλητών ελέγχου που περιλαμβάνονται στο μοντέλο καθώς και η μέθοδος της εκτίμησης. Ωστόσο, εφ' όσον οι αλλαγές του κατώτατου μισθού θεωρούνται εξωγενείς ως προς το μοντέλο, ο συντελεστής α μπορεί να ερμηνευθεί ως το αποτέλεσμα των μεταβολών του κατώτατου μισθού στην μεταβλητή έκβασης (Y). Αυτό το μοντέλο συνήθως υπολογίζεται με βάση τα στοιχεία για τους εργαζόμενους σε δημογραφικές ομάδες ή επιχειρήσεις για τις οποίες ο κατώτατος μισθός είναι πιο πιθανό να είναι υποχρεωτικός. Επιπλέον, το μοντέλο αυτό έχει εφαρμοσθεί αρκετές φορές σε χρονοσειρές (time-series data) ή διαστρωματικά (cross section data) ή διαχρονικά (longitudinal data) δεδομένα που αναφέρονται σε πρόσωπα (Neumark and Wascher, 2006).

Μέχρι την δεκαετία του 1990 (βλέπε Brown et al., 1982), οι περισσότερες έρευνες κατέληγαν ότι οι ελαστικότητες της απασχόλησης ως προς τις μεταβολές του βασικού μισθού ήταν περίπου -0.2 . Ειδικά κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 1970 και του 1980 υπήρχε μια υψηλή συσχέτιση μεταξύ των υψηλών βασικών μισθών των χωρών του ΟΑΣΑ και της αυξανόμενης ανεργίας μεταξύ των νέων εργαζομένων (Ευρώπη και Η.Π.Α.) και μεταξύ ορισμένων εθνικών μειονοτήτων (μαύροι και Ισπανόφωνοι στις Η.Π.Α.). Η πιο πρόσφατη βιβλιογραφία (βλέπε Neumark and Wascher, 1999) υπολογίζει την ελαστικότητα της απασχόλησης ως προς τις μεταβολές του βασικού μισθού περίπου στο -0.4 με -0.5 . Ερμηνεύοντας αυτά τα αποτελέσματα συμπεραίνουμε ότι εάν ο κατώτατος μισθός αυξηθεί κατά 10% η απασχόληση μειώνεται κατά 4% ή 5%.

Στις αρχές της δεκαετίας του 1990, ένα νέο κύμα ερευνών, κυρίως στις Η.Π.Α. (βλέπε Card and Krueger, 1995) κατέληξε σε πιο θετικά συμπεράσματα καθώς δεν υπήρχαν αξιοσημείωτες αρνητικές αναφορές ως προς την απασχόληση σε ένα μεγάλο εύρος χαμηλόμισθων επαγγελματικών κλάδων και σε ορισμένες

περιπτώσεις τα αποτελέσματα ήταν και θετικά (Machin and Manning, 1997, Dolado et al., 1996). Ίσως η πιο ενδιαφέρουσα περίπτωση είναι η Γαλλία όπου ο βασικός μισθός παραδοσιακά, θεωρείται ότι είναι σε τέτοια υψηλά επίπεδα που προκαλεί σοβαρές επιβλαβείς συνέπειες στην απασχόληση (βλέπε Dolado et al., 1996). Χαρακτηριστικά είναι τα συμπεράσματα των Laroque and Salanié (2002) σύμφωνα με τα οποία ο γαλλικός βασικός μισθός (περίπου 5.000 γαλλικά φράγκα τον μήνα, το 1997) εξηγεί περίπου το 15% της μη-απασχόλησης.

Όπως ήταν φυσικό, τα νέα ευρήματα δεν διέφυγαν κριτικής, εστιάζοντας σε σφάλματα μεθοδολογίας καθώς ιδιαίτερα στις Η.Π.Α., τα αποτελέσματα βασίζονταν σε τηλεφωνικές έρευνες, το δείγμα ήταν περιορισμένο, ενώ δεν πραγματοποιήθηκαν οι κατάλληλοι έλεγχοι ισχύος των συμπερασμάτων.

Στις επόμενες παραγράφους πραγματοποιείται μια προσπάθεια να παρουσιασθούν οι σημαντικότερες έρευνες από τις αρχές της δεκαετίας του 1990, οπότε και αναθεωρούνται ή επιβεβαιώνονται τα κλασσικά αποτελέσματα.

Ο Card (1992) μεταξύ των πρώτων και κύριων εκπροσώπων της σύγχρονης θεωρίας για τον κατώτατο μισθό, εξέτασε τις επιπτώσεις της αύξησης του ομοσπονδιακού κατώτατου μισθού κατά τον Απρίλιο 1990, στο επίπεδο απασχόλησης των εφήβων στις Η.Π.Α. Αξιοποιώντας χρονικά διαστρωματικά δεδομένα (panel data), που προέκυπταν από την «Curent Population Survey» (CPS), με το δείγμα του να περιλαμβάνει ωρομίσθια δεδομένα από τον Απρίλιο μέχρι τον Δεκέμβριο, για κάθε έτος από το 1989-1990, κατέληξε σε αντίθετα αποτελέσματα από αυτά που συναινούσαν οι οικονομολόγοι στην δεκαετία του 1980. Για την έρευνά του, βασίστηκε στο γεγονός ότι σε πολιτειακό επίπεδο, οι κατώτατοι μισθοί ήταν μεγαλύτεροι του αντίστοιχου ομοσπονδιακού, επομένως διαπιστώνονταν διακυμάνσεις στην καμπύλη των μισθών, κατά την δεκαετία του 1980. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβολή του ομοσπονδιακού βασικού μισθού από \$3.35 το 1981 σε \$3.80 τον Απρίλιο του 1990 αποτέλεσε για τον Card, ένα φυσικό πείραμα στο οποίο το αποτέλεσμα της αύξησης του κατώτατου μισθού στους χαμηλόμισθους («treatment effect»), ποικίλει μεταξύ των πολιτειών, ανάλογα με το ποσοστό των εργαζομένων που αρχικά, κέρδιζαν λιγότερο από τον νέο βασικό μισθό. Σύμφωνα με την περιγραφική του ανάλυση, το 1989, το 7.1% των εφήβων κέρδιζε λιγότερο από

\$3.35 (ομοσπονδιακός κατώτατος μισθός το 1981), το 24.4% κέρδιζε μεταξύ \$3.35 και \$3.79, το 63.6% κέρδιζε περισσότερο από \$3.80 ανά ώρα και το 5% ήταν ή αυτοαπασχολούμενοι που εργάζονταν χωρίς να πληρώνονται ή δεν ανέφεραν καμιά σχετική με αυτούς πληροφορία. Το ποσοστό των εφήβων που κέρδιζαν μεταξύ \$3.35 και \$3.79 ανά ώρα, ο Card το ονόμασε «επηρεαζόμενοι εργαζόμενοι» («affected workers»), καθώς θεωρούσε ότι αυτοί είναι πιο πιθανό να επηρεαστούν από την αύξηση του κατώτατου μισθού, αφού ήδη καλύπτονταν από τον βασικό μισθό του 1981. Κατά την ανάλυση σε ομάδες, συγκεντρώνοντας τις πολιτείες με ποσοστό εργαζομένων που κέρδιζαν μεταξύ \$3.35 και \$3.79 ανά ώρα το 1989, διέκρινε 3 ομάδες. Τις «υψηλόμισθες πολιτείες» (16 πολιτείες) στις οποίες, κάτω από το 20% των εφήβων κέρδιζαν \$3.35 - \$3.79, τις «χαμηλόμισθες πολιτείες» (11 πολιτείες), όπου πάνω από το 20% των εφήβων κέρδιζαν \$3.35 - \$3.79 και τις «μεσαίου μεγέθους μισθού πολιτείες» (22 πολιτείες) όπου ανήκαν όλοι οι υπόλοιποι εργαζόμενοι έφηβοι. Στην συνέχεια, παλινδρόμησε τις μέσες λογαριθμικές μεταβολές του μισθού των εφήβων με το ποσοστό των «affected workers» για τα τετράμηνα των ετών 1989-1990. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο μέσος μισθός των εφήβων αυξήθηκε περισσότερο στους χαμηλόμισθους (10% αύξηση) και στους μεσαίου μεγέθους μισθούς (6% αύξηση) εξαιτίας της μεταβολής στην σχετική νομοθεσία, ενώ η αύξηση συνάδει με το τι θα αναμενόταν εάν ο μισθός των «affected workers», είχε αυξηθεί στον νέο κατώτατο μισθό των \$3.80 ανά ώρα. Επιπρόσθετα, ο Card παρουσιάζει έναν δείκτη απασχόλησης σε σχέση με τον πληθυσμό (ποσοστό απασχόλησης) για τα τετράμηνα 1989-1990. Βρήκε ότι η αύξηση του βασικού μισθού αύξησε τα επίπεδα απασχόλησης των εφήβων στις «χαμηλόμισθες» ομάδες, δεν είχε σχεδόν καμιά επίπτωση στις «μεσαίου μεγέθους μισθού» ομάδες και είχε αντίθετα αποτελέσματα για τις «υψηλόμισθες» ομάδες. Η διακύμανση των αποτελεσμάτων για τις τρεις ομάδες, ίσως οφειλόταν στις διαφορετικές επιπτώσεις της οικονομικής ύφεσης του 1990 που ήταν περισσότερο εμφανείς στις «υψηλόμισθες» πολιτείες. Παρ' όλα αυτά, και μετά από έλεγχο στις συνολικές συνθήκες της αγοράς εργασίας, ο Card δεν βρήκε κανένα αρνητικό αποτέλεσμα στο επίπεδο απασχόλησης από την αύξηση του κατώτατου μισθού στο σύνολο των πολιτειών. Επίσης, πραγματοποίησε 2SLS παλινδρόμηση προκειμένου να ελέγξει πιθανή ενδογένεια της μεταβλητής «affected workers» και έτρεξε ένα μοντέλο με εξαρτημένες και ανεξάρτητες μεταβλητές χρονικής υστέρησης για να ελέγξει την ύπαρξη χρονικών υστερήσεων

στα προσαρμοσμένα επίπεδα απασχόλησης, λόγω της μεταβολής του κατώτατου μισθού. Οι παραπάνω έλεγχοι επιβεβαίωσαν ουδέτερες μεταβολές στο επίπεδο απασχόλησης παρά την μεταβολή του κατώτατου μισθού.

Οι [Neumark and Wascher \(1992\)](#) βασίσθηκαν στην σχέση (A) που περιγράφει το παραδοσιακό εμπειρικό μοντέλο, της προγενέστερης βιβλιογραφίας χρονοσειρών (time-series data) για να υπολογίσουν τις επιπτώσεις των μεταβολών του βασικού μισθού στο ποσοστό των απασχολούμενων εφήβων του πληθυσμού (16-19 ετών) («the employment-to-population ratio of teenagers ») και του ευρύτερου πληθυσμού των νέων (16-24 ετών), χρησιμοποιώντας μια σχετικά μακρά περίοδο δειγματοληψίας. Ειδικότερα, χρησιμοποίησαν ετήσια πάνελ δεδομένα τα οποία αναφέρονταν σε συγκεκριμένες πολιτείες από το 1973 μέχρι το 1989 για τις μεγάλες πολιτείες και από το 1977 μέχρι το 1989 για τις μικρότερες πολιτείες. Στην εν λόγω μελέτη, η μεταβλητή «βασικός μισθός», είναι παρόμοια με τον δείκτη $Kaitz^2$, με την διαφορά ότι ενσωματώνει και τους συγκεκριμένους για κάθε πολιτεία βασικούς μισθούς, όταν αυτοί είναι μεγαλύτεροι του ομοσπονδιακού μισθού. Ειδικότερα, κατασκεύασαν μια μεταβλητή που εκφράζει τον προσαρμοσμένο βασικό μισθό που καλύπτει τους εργαζόμενους που αμείβονται με τον κατώτατο μισθό για κάθε έτος και για κάθε πολιτεία. Επιπλέον ως μεταβλητή ελέγχου, χρησιμοποίησαν το ποσοστό της ανεργίας των ανδρών 25-64 και το ποσοστό του πληθυσμού των ανδρών 25-64 και το ποσοστό φοίτησης στο σχολείο της ίδιας ηλικιακής ομάδας. Εν αντιθέσει, με τον [Card \(1992\)](#), οι [Neumark and Wascher \(1992\)](#) συνέκλιναν με την προηγούμενη βιβλιογραφία, ότι οι αυξήσεις στον βασικό μισθό επιφέρουν μείωση στο επίπεδο απασχόλησης μεταξύ των νέων. Ειδικότερα, εκτίμησαν ότι οι ελαστικότητες της απασχόλησης σε σχέση με τον κατώτατο μισθό κυμαίνονταν από περίπου -0,1 έως -0,2 για τους εφήβους και -0,15 έως -0,2 για τον πληθυσμό της νεολαίας στο σύνολό της. Επιπρόσθετα, διαπίστωσαν ότι η ύπαρξη ενός μισθού χαμηλότερου του βασικού, για τους νέους στα πλαίσια ορισμένων πολιτειών έτεινε να περιορίσει τις επιπτώσεις του κατώτατου μισθού σε αυτές τις πολιτείες.

² Δείκτης $Kaitz$: Κατά [Rycx and Kampelmann \(2012\)](#), στην βασικότερη έκφρασή του, ο δείκτης $Kaitz$ ορίζεται ως ο λόγος του βασικού μισθού προς τον μέσο μισθό του εργαζόμενου πληθυσμού. Αποτελεί ένα μέτρο «έντασης» του βασικού μισθού και χαρακτηριστικό μέτρο της βιβλιογραφίας η οποία μελετά χρονολογικές σειρές, σχετικά με τις επιπτώσεις του βασικού μισθού στο επίπεδο απασχόλησης.

Οι Card and Krueger (1995) καινοτομούν στην έρευνα για τις επιπτώσεις του βασικού μισθού, παρουσιάζοντας μια προσέγγιση-πρόκληση απέναντι στην παραδοσιακή παραδοχή ότι οι υψηλότεροι βασικοί μισθοί μειώνουν τις θέσεις εργασίας για τους χαμηλόμισθους εργαζόμενους. Σε μια έρευνα που έχει σημαντικές επιπτώσεις για τις δημόσιες πολιτικές αλλά και για την κατεύθυνση της οικονομικής έρευνας, οι συγγραφείς, θέτουν υπό αμφισβήτηση την κλασσική οικονομική θεωρία, χρησιμοποιώντας δεδομένα μια σειράς γεγονότων, συμπεριλαμβανομένης της αύξησης του βασικού μισθού στην Καλιφόρνια το 1988, της αύξησης του βασικού μισθού στο Νιου Τζέρσεϊ το 1992 και των αυξήσεων στους ομοσπονδιακούς (εθνικούς) βασικούς μισθούς των 1990-1991. Ένα διακριτικό χαρακτηριστικό της έρευνας των Card and Krueger είναι η χρήση εμπειρικών μεθόδων δανειζόμενων από τις φυσικές επιστήμες. Σύμφωνα με τις μεθόδους αυτές πραγματοποιούνται συγκρίσεις μεταξύ δύο ομάδων• η πρώτη ομάδα αποτελείται από εργαζόμενους για τους οποίους εφαρμόζεται η «θεραπεία» («treatment» group), δηλαδή για τους οποίους ο βασικός μισθός αυξάνεται και η δεύτερη είναι η ομάδα εργαζομένων για τους οποίους δεν αυξάνονται οι κατώτατες αποδοχές και χρησιμοποιείται ως ομάδα ελέγχου («control» group). Σε κάθε περίπτωση συμπεραίνουν ότι οι αυξήσεις στον βασικό μισθό οδηγούν σε αυξήσεις στο εισόδημα αλλά όχι σε απώλεια θέσεων εργασίας. Επιπροσθέτως, οι συγγραφείς επανεξετάζουν την προηγούμενη βιβλιογραφία πάνω στον βασικό μισθό και βρίσκουν ότι χάνει υποστήριξης για τον ισχυρισμό ότι υψηλότερος βασικός μειώνει θέσεις εργασίας.

Οι Katz and Krueger (1992) εξέτασαν τις επιδράσεις της αύξησης του ομοσπονδιακού βασικού μισθού το 1991 στην απασχόληση του κλάδου «fast food» στο Τέξας. Οι συγγραφείς διεξήγαγαν τηλεφωνικές έρευνες σε μονάδες «fast food» τον Δεκέμβριο του 1990 και τον Αύγουστο του 1991 σχετικά με τους μισθούς και την απασχόληση. Ακριβώς 100 εστιατόρια παρείχαν επαρκή πληροφορία για την ανάλυση της απασχόλησης και πιο συγκεκριμένα τον αριθμό των πλήρως απασχολούμενων, των ημιαπασχολούμενων και τον μέσο αρχικό μισθό των υπαλλήλων εκτός διοικητικού τομέα. Οι συγγραφείς όρισαν την διαφορά στον ελάχιστο βασικό μισθό σε κάθε εστιατόριο ως την λογαριθμική διαφορά μεταξύ του μέσου αρχικού μισθού της επιχείρησης τον Δεκέμβριο του 1990 και του νέου ομοσπονδιακού βασικού μισθού (\$4.25 ανά ώρα) τον Απρίλιο του 1991. Σε αυτό το σύνολο, η διαφορά στις μεταβολές απασχόλησης μεταξύ εστιατορίων που αρχικά

πλήρωναν υψηλότερους μισθούς και αυτών που πλήρωναν χαμηλότερους μισθούς, αποτελεί το εργαλείο για την μέτρηση της επίδρασης του βασικού μισθού στην απασχόληση. Υπολογίζοντας μια παλινδρόμηση που περιλαμβάνει μεταβλητές για το μέγεθος της πόλης, της αλυσίδας (επιχείρησης), και κατά πόσο το εστιατόριο ανήκει σε εταιρεία ή είναι franchise, οι συγγραφείς βρήκαν μια θετική και στατιστικά σημαντική επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση, με εκτιμηθείσες ελαστικότητες που κυμαίνονται από 1,7 έως 2,65. Τέλος σημειώνουν ότι, ένα μοντέλο όπου οι εργοδότες των χαμηλόμισθων υπαλλήλων υποτίθενται ότι διαθέτουν αγοραστική δύναμη και ενεργούν σαν μονοψωνιακοί αγοραστές της εργασίας, συνάδει με τα ευρήματά τους.

Οι [Neumark and Wascher \(1998\)](#) έδειξαν ότι οι διαδοχικές εκτιμήσεις που δεν εμπεριέχουν μεροληψία δημοσίευσης παράγουν αποτελέσματα παρόμοια με τις μελέτες μετανάλυσης των [Card and Krueger \(1995\)](#). Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν την αστάθεια των παραμέτρων και όχι τόσο την μεροληψία δημοσίευσης σαν την πιθανή αιτία για την πτώση στις εκτιμηθείσες επιδράσεις των βασικών μισθών. Πιο συγκεκριμένα, οι συγγραφείς καταλήγουν σε 2 αιτίες για την πτώση του συντελεστή του δείκτη Kaitz. Πρώτον, εάν οι μεταβολές στον βασικό μισθό, που εξηγούν τις μετακινήσεις στον δείκτη Kaitz στην αρχή της περιόδου των δεδομένων, έχουν μεγαλύτερη επίδραση στην απασχόληση από τις μεταβολές στον βασικό μισθό στο τέλος της περιόδου, το γεγονός ότι η κάλυψη έχει μείνει σημαντικά αμετάβλητη από τις αρχές του 1970, θα οδηγούσε σε χαμηλότερο συντελεστή. Δεύτερον, δεδομένης της διεύρυνσης της κατανομής του μισθού κατά την διάρκεια της δεκαετίας του '80, ο δείκτης Kaitz, ο οποίος χρησιμοποιεί τον μέσο μισθό στον παρανομαστή, μπορεί να υπερεκτιμήσει την πτώση στον βασικό μισθό που έλαβε μέρος κατά την διάρκεια της δεκαετίας του '80, οδηγώντας σε πτωτική μεροληψία στην εκτίμηση των επιδράσεων του βασικού μισθού στην απασχόληση. Τέλος, προσθέτουν ότι άλλη μια εξήγηση είναι η κακή μέτρηση της μεταβλητής του βασικού μισθού εξαιτίας της πολλαπλής εμφάνισης των πολιτειακών βασικών μισθών.

Οι [Williams and Mills \(2001\)](#) ισχυρίζονται ότι οι προηγούμενες μελέτες που χρησιμοποίησαν χρονοσειρές, δεν έλαβαν πλήρως υπόψη τους την ύπαρξη μη στασιμότητας και αυτοσυσχέτισης στα δεδομένα. Για να αποδείξουν το παραπάνω επανεξέτασαν την ανάλυση χρονοσειρών των επιδράσεων του βασικού μισθού των [Card and Krueger \(1995\)](#) και σημειώνουν ότι τα αποτελέσματά τους υποδεικνύουν

την πιθανότητα μοναδιαίας ρίζας στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Στην συνέχεια χρησιμοποιούν τους ελέγχους κατά Augmented Dickey-Fuller για να ελέγξουν την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα και βρήκαν ότι τα αποτελέσματά προηγούμενων ερευνών είναι ασυνεπή. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν τεχνικές συνολοκλήρωσης (VECTOR AUTOREGRESSION MODEL) με εξισώσεις για την απασχόληση, τις μεταβολές του δείκτη Kaitz και τις υπόλοιπες μεταβλητές ελέγχου του μοντέλου. Τα αποτελέσματα, υποδεικνύουν ότι οι μεταβολές του βασικού μισθού έχουν αιτιότητα με την απασχόληση των νέων και εξηγούν το 7 έως 10% της διακύμανσης της απασχόλησης των νέων την περίοδο 1954 έως 1993. Επιπροσθέτως, τα αποτελέσματα του VAR μοντέλου, προτείνουν ότι μια αύξηση στον βασικό μισθό έχει μια άμεση αρνητική επίδραση στην απασχόληση και η ελαστικότητα της απασχόλησης μπορεί να φτάσει το -0.4.

Τις επιδράσεις του βασικού μισθού, στην περίπτωση της Αμερικής εξέτασαν οι [Bazen and Marimoutou \(2002\)](#). Πιο συγκεκριμένα, επέκτειναν το κλασικό Solon μοντέλο, εφαρμόζοντας μια προσέγγιση που ορίζει στοχαστική τάση, εποχικές και κυκλικές συνιστώσες παρά προσδιοριστικές συνιστώσες που χρησιμοποιήθηκαν από την παρελθούσα βιβλιογραφία. Συμπεριέλαβαν τον βασικό μισθό και τις μέσες αποδοχές στον κατασκευαστικό κλάδο, μαζί με τον δείκτη Kaitz, ώστε να χαλαρώσουν τον περιορισμό που επιβάλλει ο δείκτης Kaitz, ότι οι μεταβολές στον βασικό μισθό και τον μέσο μισθό πρέπει να είναι ίσες αλλά με αντίθετα πρόσημα. Γενικά, απορρίπτουν τον ντετερμινιστικό προσδιορισμό του μοντέλου υπέρ ενός στοχαστικού περιορισμού. Οι εκτιμητές δείχνουν ότι πολλές από τις συνιστώσες έχουν στοχαστικά στοιχεία και το στοχαστικό μοντέλο διακρίνεται από μεγαλύτερη σταθερότητα στις παραμέτρους και καλύτερη προβλεπτική ικανότητα συγκριτικά με το μοντέλο Solon. Αν και ο εκτιμητής του δείκτη Kaitz δεν είναι στατιστικά σημαντικός οι εκτιμητές του βασικού μισθού και του μέσου μισθού είναι στατιστικά σημαντικοί. Επίσης απορρίπτεται και ο περιορισμός ότι ο βασικός μισθός και ο μέσος μισθός πρέπει να είναι ίσοι αλλά με διαφορετικά πρόσημα. Τέλος, βρίσκουν ότι η επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση είναι σταθερή κατά την διάρκεια του δείγματος και αναφέρουν στατιστικά σημαντική αρνητική επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση των νέων, με ελαστικότητα -0.12 βραχυχρόνια και -0.27 μακροχρόνια.

Οι [Dolado et al. \(1996\)](#), επιχείρησαν να εκτιμήσουν τις οικονομικές συνέπειες

του κατώτατου μισθού στην Ευρώπη με την μέθοδο «διαφορές των διαφορών» («difference-in-differences»)³, σε χρονικά διαστρωματικά δεδομένα. Αρχικά, περιέγραψαν το πλαίσιο λειτουργίας του βασικού μισθού στις δυτικές ευρωπαϊκές χώρες και στην συνέχεια, επικεντρώθηκαν στην Γαλλία, την Ολλανδία, την Ισπανία και το Ηνωμένο Βασίλειο, για να μελετήσουν τις επιπτώσεις του. Παρά τα ενδογενή χαρακτηριστικά της κάθε χώρας, σημειώνουν ότι η παρατήρησή τους καταλήγει σε ευρύτερα συμπεράσματα. Άποψη που τεκμηριώνεται, καθώς η Γαλλία αναφέρεται συνήθως, ως παράδειγμα αρνητικών συνεπειών των υψηλών επιπέδων βασικού μισθού στην απασχόληση. Σημειώνουν επιπρόσθετα, ορισμένα γεγονότα - σταθμούς στην εξέλιξη του βασικού μισθού ώστε να μελετήσουν τις επιπτώσεις του: Στην Ολλανδία, στις αρχές της δεκαετίας του 1980, επιβλήθηκε σημαντικότερη μείωση στους βασικούς μισθούς των νέων εργαζόμενων· στην Ισπανία, το 1990 στην αντίστοιχη ομάδα εργαζομένων σημειώθηκε γενναία αύξηση· ενώ στο Ηνωμένο Βασίλειο, το 1993, καταργήθηκαν όλοι οι βασικοί μισθοί (εκτός αυτών του αγροτικού τομέα).

Στην περίπτωση της Γαλλίας, πραγματοποιούν δύο αναλύσεις προκειμένου να εκτιμήσουν τις επιδράσεις του βασικού μισθού⁴ στην απασχόληση, κατά την δεκαετία του 1980. Στην αρχική, συγκρίνουν τις μεταβολές των μισθών και της απασχόλησης για τις περιόδους 1981-1985 (όπου οι κατώτατοι μισθοί αυξήθηκαν σημαντικά) και 1985-1989 (όπου δεν σημειώθηκε μεταβολή). Διαχωρίζουν το εργατικό δυναμικό σύμφωνα με το φύλο, και για κάθε φύλο διακρίνουν 6 ηλικιακές ομάδες και 8 ομάδες ανάλογα με το μορφωτικό επίπεδο, φτιάχνοντας συνολικά 96 κατηγορίες. Παλινδρομούν ξεχωριστά για την κάθε περίοδο, την μεταβολή του πραγματικού ωρομισθίου στο ποσοστό των εργαζομένων που αμείβονται με τον ελάχιστο μισθό και στο ποσοστό αυτών που κερδίζουν λιγότερα από τον βασικό μισθό με έτος αναφοράς το 1985. Τα αποτελέσματα δεν αποδεικνύουν ξεκάθαρα ότι οι μισθοί των χαμηλόμισθων αυξήθηκαν εξαιτίας των αυξήσεων του βασικού μισθού της περιόδου 1981-1985. Πέραν αυτού, δεν επιβεβαιώνεται ότι οι αυξήσεις στους χαμηλόμισθους ήταν συγκρατημένες εξαιτίας της στασιμότητας του ελάχιστου μισθού κατά την

³ Μέθοδος «διαφορές των διαφορών» («difference-in-differences», «DID» ή «DD»): Πρόκειται για κατά κάποιον τρόπο πειραματική τεχνική που χρησιμοποιείται στην οικονομετρία και μετρά την επίδραση μιας θεραπείας ή ενέργειας, π.χ. αύξηση του βασικού μισθού σε μια ομάδα εργαζομένων, σε μια δεδομένη χρονική περίοδο.

⁴ SMIG (Salaire Minimum Interprofessionel Garanti): Βασικός μισθός της Γαλλίας που θεσπίστηκε το 1950.

δεύτερη υπό εξέταση περίοδο. Χρησιμοποιώντας τις ίδιες ανεξάρτητες μεταβλητές παλινδρομούν και τις μεταβολές της απασχόλησης, για το ίδιο χρονικό διάστημα. Εδώ, σύμφωνα με τα αποτελέσματα, το ποσοστό της απασχόλησης αυξήθηκε περισσότερο αλλά όχι σημαντικά, στις κατηγορίες όπου το μεγαλύτερο ποσοστό εργαζομένων πληρώνονταν με τον βασικό μισθό ή κάτω από αυτόν, την περίοδο 1981-1985, και μειώθηκε περισσότερο στις ομάδες αυτές, το διάστημα 1985-1989. Ωστόσο, οι δύο περίοδοι δεν είναι τόσο συγκρίσιμες όσο θα ήθελε, κάποιος, καθώς η πρώτη, κατά την οποία ο κατώτατος μισθός αυξήθηκε ταχύτερα χαρακτηρίζεται από ύφεση, ενώ η δεύτερη, όπου ο κατώτατος μισθός ήταν περίπου στα ίδια επίπεδα χαρακτηρίζεται από οικονομική ανάκαμψη. Η διαφοροποίηση των δύο υπό εξέταση περιόδων καθιστά δύσκολο να διακρίνει κανείς έστω ελάχιστες μισθολογικές επιπτώσεις, λόγω των διαφορετικών επιπτώσεων του οικονομικού κύκλου στα ποσοστά της απασχόλησης και της ανεργίας των διαφόρων ομάδων.

Οι συγγραφείς στη συνέχεια, προσεγγίζουν την μεταβολή της απασχόλησης κατά το 1967–1992, εστιάζοντας στις διαφορές μεταξύ των περιφερειών. Το σκεπτικό τους είναι ότι στα πρώτα χρόνια αυτής της περιόδου, ο εθνικός ελάχιστος μισθός αυξήθηκε απότομα, αλλά δεδομένου ότι τα αρχικά επίπεδα των μισθών ήταν πολύ διαφορετικά μεταξύ των περιφερειών, ο αντίκτυπος των ελάχιστων αυξήσεων των μισθών θα έπρεπε να ήταν μεγαλύτερος στις περιοχές με χαμηλότερους μισθούς. Διαπίστωσαν θετική σχέση μεταξύ της αύξησης των μισθών στις περιφέρειες και του αρχικού μισθού κατά τη διάρκεια της περιόδου όπου ο σχετικός κατώτατος μισθός αυξάνεται, σύμφωνα με την άνοδο των εθνικών κατώτατων μισθών (SMIC) ενισχύοντας περισσότερο τις χαμηλόμισθες περιοχές. Ωστόσο, η παλινδρόμηση της μεταβολής της απασχόλησης στον αρχικό μισθό παράγει αρνητική εκτίμηση, σε αντίθεση με ό, τι θα περίμενε κανείς αν ο κατώτατος μισθός επέφερε περισσότερη μείωση της απασχόλησης σε χαμηλόμισθες περιοχές. Οι συγγραφείς φαίνεται να βρίσκουν αυτά τα στοιχεία πιο ελκυστικά, σε σχέση με την αρχική ανάλυση.

Όσον αφορά το Ηνωμένο Βασίλειο, οι [Dolado et al. \(1996\)](#), παρουσιάζουν στοιχεία που προκύπτουν από την κατάργηση των Συμβουλίων των Μισθών (Wages Councils)⁵ το 1993. Στην μελέτη αυτή παρουσιάζουν στοιχεία σχετικά με το μερίδιο

⁵ Πριν την δεκαετία του 1990, στο Ηνωμένο Βασίλειο υπήρχαν Συμβούλια-Επιτροπές που καθόριζαν τον βασικό μισθό σε κλάδους που παραδοσιακά θεωρούνταν χαμηλόμισθοι. Αποτελούνταν από ίσο αριθμό εργοδοτών και εργαζομένων καθώς και από ανεξάρτητα μέλη που ορίζονταν από την

της συνολικής απασχόλησης που κατέχουν οι βιομηχανίες οι οποίες καλύπτονται από τα Συμβούλια των Μισθών πριν και μετά την κατάργηση αυτών. Συγκρίνουν επίσης, τα ποσοστά των προσλήψεων και τα ποσοστά εξόδου στις βιομηχανίες που καλύπτονται από τα Συμβούλια των Μισθών με τα αντίστοιχα ποσοστά σε κλάδους που δεν καλύπτονται από τα Συμβούλια. Χρησιμοποιώντας το μέσο όρο της συνολικής απασχόλησης για τα τρία τρίμηνα πριν και για τα δύο τρίμηνα μετά την κατάργηση των Συμβουλίων, είναι σαφές ότι η απασχόληση αυξήθηκε ταχύτερα στις βιομηχανίες που καλύπτονταν από τα Συμβούλια των Μισθών, μετά την κατάργηση του κατώτατου μισθού. Συγκεκριμένα η απασχόληση στον τομέα αυτό αυξήθηκε κατά 1,29 εκατοστιαίες μονάδες, ενώ στους τομείς που δεν καλύπτονταν από τα Συμβούλια των Μισθών μειώθηκε κατά 0,04 εκατοστιαίες μονάδες. Σε παρόμοιο συμπέρασμα καταλήγει και η επεξεργασία των δεδομένων που προκύπτουν από τα ποσοστά προσλήψεων και εξόδου. Ο μέσος όρος του ποσοστού των προσλήψεων στους τομείς που καλύπτονταν από τα Συμβούλια των Μισθών κατά τα τρία τρίμηνα πριν από την κατάργηση, υπερέβη το ποσοστό πρόσληψης των άλλων βιομηχανιών κατά 2,69 ποσοστιαίες μονάδες, ενώ η μέση τιμή εξόδου στους τομείς που καλύπτονταν από τα Συμβούλια των Μισθών υπερέβη το ποσοστό εξόδου των άλλων τομέων κατά 2,58 ποσοστιαίες μονάδες. Στην μετά-Συμβουλίων περίοδο, η διαφορά μεταξύ των ποσοστών των προσλήψεων στους δύο τομείς αυξήθηκε απότομα στις 3,67 ποσοστιαίες μονάδες, ενώ η διαφορά στα ποσοστά εξόδου αυξήθηκε αμελητέα στις 2,88 ποσοστιαίες μονάδες. Συνεπώς, η κατάργηση των Συμβουλίων οδήγησε σε σχετική αύξηση της απασχόλησης στους τομείς που κάλυπταν.

Στην περίπτωση της Ολλανδίας, οι [Dolado et al. \(1996\)](#), εξετάζουν τις συνέπειες των μειώσεων των κατώτατων μισθών της νεολαίας⁶ το 1981 και το 1983. Ως παράδειγμα για την μείωση των βασικών μισθών των εφήβων ηλικίας 20-ετών, χρησιμοποιούν την μεταβολή από τις 77.5 εκατοστιαίες μονάδες στις 61.5 εκατοστιαίες μονάδες του κατώτατου μισθού των ενηλίκων και για τους νέους 16-ετών, την μεταβολή από 47.5 εκατοστιαίες μονάδες στις 34.5 εκατοστιαίες μονάδες του κατώτατου μισθού των ενηλίκων. Οι συγγραφείς σημειώνουν ότι η συμμετοχή των νέων εργαζομένων στην συνολική απασχόληση μειώθηκε κατά 3 ποσοστιαίες

κυβέρνηση. Οι επιτροπές καταργήθηκαν το 1993 και έως το 1998 δεν υπήρχε κατώτατος μισθός στο Ηνωμένο Βασίλειο, ενώ το 1999 θεσμοθετείται εκ νέου.

⁶ Ο κατώτατος μισθός των νέων, στην περίπτωση της Ολλανδίας, υπολογίζεται ως ποσοστό του κατώτατου μισθού των ενηλίκων (subminimum wage).

μονάδες από το 1979 έως το 1985, σε αντίθεση με το τι θα περίμενε κανείς από μία εξωγενή μείωση των μισθών για τους νεότερους εργαζόμενους. Αναγνωρίζουν φυσικά την δυσκολία να διαχωρίσει κανείς τις επιδράσεις λόγω της μείωσης των κατώτατων μισθών από αυτές που οφείλονται στον οικονομικό κύκλο, και αναφέρουν ότι εκείνη την περίοδο η Ολλανδία αντιμετώπιζε σοβαρή οικονομική ύφεση, η οποία προφανώς επηρέασε αρνητικά την απασχόληση των νέων. Ως αποτέλεσμα, οι συγγραφείς εξετάζουν τις μεταβολές στα μερίδια της απασχόλησης των νέων σε τέσσερες τομείς χαμηλής εξειδίκευσης, σε σχέση με τις μεταβολές στα μερίδια της απασχόλησης των νέων σε κάπως υψηλότερου επιπέδου επαγγέλματα. Ανάμεσα στα επαγγέλματα χαμηλής εξειδίκευσης, το μερίδιο της νεολαίας στη συνολική απασχόληση μειώθηκε κατά δύο ποσοστιαίες μονάδες (τομέας εστίασης), παρέμεινε σταθερό (βιομηχανία) και αυξήθηκε κατά δύο και τέσσερις ποσοστιαίες μονάδες στα άλλα δύο (βυρσοδεψία και γεωργία). Μετρήσεις που φανερώνουν ότι οι περικοπές στους κατώτατους μισθούς των νέων όντως αυξάνουν την σχετική απασχόληση των νέων εργαζομένων σε σχέση με το σύνολο της οικονομίας, στα επαγγέλματα που είναι πιο πιθανό να επηρεάζονται. Ωστόσο, οι παραπάνω διαφορές είναι οριακά στατιστικά σημαντικές.

Στην ανάλυση των [Dolado et al. \(1996\)](#), περιλαμβάνεται και η Ισπανία. Οι συγγραφείς αξιοποιώντας χρονικά διαστρωματικά δεδομένα δημόσιου ισπανικού φορέα (Contabilidad Nacional Sectorial), επιχείρησαν να προσεγγίσουν τις επιπτώσεις των μεταβολών των βασικών μισθών στους απασχολούμενους νέους μεταξύ 16-19 ετών έξι χαμηλόμισθων τομέων. Για την ακρίβεια παλινδρόμησαν τις συγκεκριμένες κατά τομέα μεταβολές στην απασχόληση και στην απασχόληση των νέων με τις μεταβολές στον βασικό μισθό κατά την περίοδο 1967-1994. Έλαβαν υπόψη επιπρόσθετα το ποσοστό μεγέθυνσης του κάθε τομέα και το συνολικό ποσοστό μεγέθυνσης. Οι εξισώσεις περιλαμβάνουν τις συγκεκριμένες κατά τομέα σταθερές επιδράσεις και εκτιμώνται με την μέθοδο μεταβλητών ελέγχου. Διαπιστώνουν μια σημαντικά θετική σχέση μεταξύ των μεταβολών στην απασχόληση και των μεταβολών του βασικού μισθού για όλους τους εργαζόμενους. Για τους νέους εργαζόμενους η αντίστοιχη σχέση είναι αρνητική και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Δηλαδή, οι κατώτατοι μισθοί τείνουν να μειώνουν την απασχόληση των νέων, αλλά να αυξάνουν την απασχόληση των άλλων εργαζομένων

κατά πολύ.

Επιπρόσθετα, οι συγγραφείς ασχολούνται με ένα συγκεκριμένο γεγονός στην ιστορία των ισπανικών κατώτατων μισθών· την μεταβολή του 1990, όταν οι βασικοί μισθοί των νέων 16 ετών και κάτω, αυξήθηκαν στο επίπεδο των μισθών των νέων 17 ετών. Το γεγονός αυτό εκτόξευσε τον δείκτη Kaitz των εφήβων, μείωσε τα ποσοστά απασχόλησης τους αλλά αύξησε το συνολικό επίπεδο απασχόλησης. Συνοψίζοντας, δεν μπορεί κανείς να επιβεβαιώσει ότι ο κατώτατος μισθός είναι απαραίτητα «κακός» για την αγορά εργασίας.

Ο ΟΟΣΑ (1998)⁷, εξετάζει τις επιδράσεις του βασικού μισθού χρησιμοποιώντας χρονικά διαστρωματικά δεδομένα από διάφορους εθνικούς φορείς των ανεπτυγμένων χωρών. Αφού συγκεντρώνει τις χώρες του ΟΟΣΑ που έχουν θεσπίσει έναν εθνικό κατώτατο μισθό, κατασκευάζει έναν τρόπο μέτρησης αυτού. Διαχωρίζει τον ονομαστικό κατώτατο μισθό ανάλογα με τις μέσες αποδοχές των εργαζομένων με πλήρη απασχόληση. Ο λόγος αυτός, ο οποίος το 1997 κυμαινόταν από 0.36 στην Ισπανία μέχρι 0.69 στην Γαλλία, χρησιμοποιήθηκε ως η μεταβλητή του κατώτατου μισθού σε ένα σετ ομαδοποιημένων παλινδρομήσεων με δεδομένα από 7 ή 9 χώρες από το 1975 μέχρι το 1996. Πιο συγκεκριμένα, οι συγγραφείς παλινδρόμησαν τον λόγο απασχόληση-πληθυσμός στον βασικό μισθό. Χρησιμοποίησαν επιπλέον μεταβλητές ελέγχου όπως οι επιπτώσεις του οικονομικού κύκλου (π.χ. το ποσοστό των άνεργων ανδρών που βρίσκονται στην παραγωγική ηλικία)· θεσμικούς παράγοντες όπως ο συνδικαλισμός· το ποσοστό των επιδομάτων ανεργίας· το ποσοστό του φόρου μισθωτών υπηρεσιών· και οι ετήσιες σταθερές επιδράσεις για κάθε χώρα. Κατασκεύασαν ένα μοντέλο προκειμένου να ελέγξουν την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας σε κάθε χώρα. Οι εκτιμηθείσες ελαστικότητες για τους εφήβους κυμαίνονταν από -0.07 μέχρι -0.41 και οι επιδράσεις των μεταβολών του βασικού μισθού ήταν στατιστικά σημαντικές επιφέροντας αρνητικές επιπτώσεις στο επίπεδο απασχόλησης της εν λόγω κατηγορίας του πληθυσμού. Αρνητικές ελαστικότητες εκτιμήθηκαν και για τους νέους 20-24 ετών (-0.03 έως -0.10). Ενώ οι μεταβολές του ελάχιστου μισθού ήταν οριακά σημαντικές ή καθόλου σημαντικές για την συγκεκριμένη ομάδα. Τέλος, οι εκτιμηθείσες

⁷ Οργανισμός Οικονομικής Συνεργασίας και Ανάπτυξης (Ο.Ο.Σ.Α.), (Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD).

ελαστικότητες για τους ενήλικες (απασχολούμενοι ηλικίας 25-54 ετών), που παίρνουν τιμές από 0.0 έως 0.1, φανερώνουν ότι δεν υπάρχει καμιά επίπτωση στο επίπεδο απασχόλησης λόγω των μεταβολών του βασικού μισθού.

Οι [Bazen and Skourias \(1997\)](#) επιχείρησαν να αναλύσουν πώς επηρεάστηκε η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, σε διάφορους εργασιακούς κλάδους, από την κατά 10% αύξηση του βασικού μισθού την 1^η Ιουνίου 1981 (εκλογή Μιτεράν). Χρησιμοποίησαν δεδομένα από την Γαλλική Έρευνα για το Εργατικό Δυναμικό (French Labor Force Survey) για την περίοδο 1980-1984, τα οποία ανέλυσαν με την μέθοδο "DD". Αφού εξέτασαν την εξέλιξη του βασικού μισθού κατά το πρώτο μισό της δεκαετίας 1980, συνέχισαν μελετώντας την απασχόληση των νέων αρχικά κατά την περίοδο Μάρτιος - Οκτώβριος 1981 και έπειτα κατά το διάστημα Μάρτιος 1980 – Μάρτιος 1984. Στην δεύτερη υπό εξέταση περίοδο, πραγματοποιήθηκαν περαιτέρω αλλαγές, αλλά λιγότερο έντονες: ο κατώτατος μισθός αυξήθηκε ως ποσοστό του μέσου όρου των μισθών, εξαιτίας διαδοχικών αυξήσεων διακριτής ευχέρειας (δηλ., πέρα από τις νομικές απαιτήσεις τιμαριθμικής αναπροσαρμογής). Η ύπαρξη δυο ερευνών το χρόνο (Μάρτιο και Οκτώβριο), δηλαδή σε κάθε πλευρά της υπό εξέταση αύξησης του κατώτατου μισθού τον Ιούνιο 1981, ήταν χρήσιμο εργαλείο για τους συγγραφείς προκειμένου να εξετάσουν την υπόθεση ότι η απασχόληση των νέων επηρεάζεται. Η βασική εξίσωση αποτελούνταν από την μεταβολή του ποσοστού της απασχόλησης των νέων (π.χ. ως ποσοστό στην συνολική απασχόληση), ως γραμμική συνάρτηση των λογαριθμικών μεταβολών της συνολικής απασχόλησης (μεταβλητή ελέγχου) και του ποσοστού των εργαζομένων που επηρεάζονταν από την αύξηση του βασικού μισθού. Για την ανάλυση των δεδομένων χρησιμοποίησαν την μέθοδο σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων, αξιοποιώντας ως σταθμίσεις την συνολική απασχόληση κάθε κλάδου τον Μάρτιο του 1980. Ωστόσο, θέλοντας να λάβουν υπόψη τους και τις εποχικές μεταβολές, επαναπροσδιόρισαν τις παραπάνω μεταβλητές παίρνοντας τις ετήσιες διαφορές των ποσοστιαίων μεταβολών του Μαρτίου-Οκτωβρίου μεταξύ 1980 και 1981 και την ετήσια διαφορά (1980-1981) του ποσοστού των εργαζομένων που επηρεάζονταν από την αύξηση του βασικού μισθού. Ο συντελεστής του βασικού μισθού ήταν αρνητικός και σημαντικά διαφορετικός από το μηδέν. Όσο μεγαλύτερη ήταν η αύξηση του ποσοστού των εργαζομένων σε έναν τομέα που επηρεαζόταν από τον βασικό μισθό, τόσο χαμηλότερο ήταν το μέγεθος της

νεανικής απασχόλησης σε αυτόν τον τομέα μεταξύ του Μαρτίου και του Οκτωβρίου του 1981, σε σύγκριση με την αντίστοιχη περίοδο του 1980. Ενίσχυσαν την έρευνά τους εξετάζοντας εάν το παραπάνω αποτέλεσμα ισχύει με το πέρασμα των ετών. Για το σκοπό αυτό εξέτασαν το ετήσιο ποσοστό μεταβολής της απασχόλησης των νέων για την περίοδο Οκτώβριος 1980 έως Οκτώβριος 1981 και Μάρτιος 1980 έως Μάρτιος 1984. Για το πρώτο διάστημα, βρήκαν στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και του ποσοστού των εργαζομένων που επηρεάζονταν από τον βασικό μισθό. Για το δεύτερο, βρήκαν επίσης αρνητικό αποτέλεσμα και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Κατέληξαν τονίζοντας ότι η εν λόγω αύξηση του βασικού μισθού όντως μείωσε την απασχόληση των νέων. Μάλιστα κλάδοι με μεγάλο ποσοστό εργαζομένων που επηρεάζονταν από την αύξηση του κατώτατου μισθού, βίωσαν μεγαλύτερες ανάλογες μειώσεις στην απασχόληση των νέων.

Η [Pereira \(2003\)](#), χρησιμοποιεί την μέθοδο "DD" για να εξετάσει τις επιπτώσεις στην απασχόληση των εφήβων που προκάλεσε η αύξηση του βασικού μισθού (49.3%) στην Πορτογαλία, τον Γενάρη του 1987. Σε πραγματικούς όρους, η εν λόγω αύξηση ήταν 35.5% για τους νέους απασχολούμενους ηλικίας 18 και 19 ετών και 12% για τους εργαζόμενους 20 ετών και πάνω, ενώ πραγματοποιήθηκε μεταξύ 1986 και 1987. Η συγγραφέας αναλύει χρονικά διαστρωματικά δεδομένα επιχειρήσεων για την περίοδο 1986-1989, αξιοποιώντας παρατηρήσεις που αφορούν τον Μάρτιο κάθε έτους. Εξάγει συγκεκριμένες πληροφορίες για κάθε επιχείρηση σχετικές με την απασχόληση, τις ώρες, και τους μισθούς, για τρία ηλικιακά γκρουπ: 18-19 ετών, 20-25 ετών και 30-35 ετών. Στην συνέχεια χρησιμοποιεί παρόμοιες έρευνες για να ελέγξει τις επιδράσεις των βασικών μισθών στην απασχόληση. Αρχικά, συγκρίνει τις μεταβολές στην απασχόληση (και στους μισθούς) μεταξύ των 3 ηλικιακών ομάδων για διάστημα ενός, δύο και τριών ετών μετά την αύξηση του βασικού μισθού. Σε δεύτερη φάση, εκτιμά μοντέλα τα οποία διαχωρίζουν τις αποκλίσεις ως προς τις αλλαγές στην αγορά εργασίας, από την ηλικία, για τις επιχειρήσεις των οποίων ο μέσος μισθός των εφήβων τον Μάρτη του 1986 ήταν ανάμεσα στον παλιό και τον νέο ελάχιστο. Με αυτή την προσέγγιση προσδιορίζονται οι ελάχιστες δυνατές επιπτώσεις των μισθών στις επιχειρήσεις που ήταν πιο πιθανό να επηρεάζονται άμεσα από την αύξησή τους. Όλα τα μοντέλα περιλαμβάνουν

ελέγχους για το αρχικό μέγεθος της επιχείρησης, την βιομηχανία και την περιοχή. Επιπλέον, διαπιστώνει ότι η ελάχιστη αύξηση των μισθών οδήγησε σε αύξηση των μισθών των εφήβων τόσο σε απόλυτους όσο και σε σχετικούς όρους, και ότι το μέγιστο σημείο στην καμπύλη του βασικού μισθού των νέων, πριν από την αύξηση, εξαφανίστηκε αμέσως μετά την ελάχιστη αύξηση των μισθών που τέθηκε σε ισχύ για τους εφήβους. Τα αποτελέσματα αποδεικνύουν ότι η απασχόληση των εφήβων μειώθηκε σε σχέση με την απασχόληση των νέων ηλικίας 30-35 ετών. Η διαφορά είναι στατιστικά σημαντική και η ελαστικότητα κυμαίνεται μεταξύ -0,2 και -0,4. Αντιθέτως, η απασχόληση των νέων ηλικίας 20-25 ετών, αυξήθηκε σε σχέση με την απασχόληση της μεγαλύτερης ηλικιακά ομάδας, γεγονός που συνάδει με την αντικατάσταση των εφήβων με αυτή την ομάδα (20-25 ετών). Η αντικατάσταση αυτή είναι ότι ακριβώς θα περίμενε κανείς εάν ο βασικός μισθός αύξανε τον αριθμό των εφήβων εργαζομένων σε σχέση με τους εργαζόμενους 20-25 ετών. Επιπλέον, οι εκτιμήσεις υποδηλώνουν ότι η συνολική απασχόληση των νέων (ηλικίας 18-25 ετών) μειώθηκε ελαφρά. Τα στοιχεία είναι ιδιαίτερα ισχυρά για τα συγκεκριμένα χαρακτηριστικά που προσδιορίζουν τις επιδράσεις του βασικού μισθού στις επιχειρήσεις οι οποίες επηρεάζονται περισσότερο από αυτόν. Επιπλέον, τα στοιχεία δείχνουν ότι οι επιπτώσεις είναι ισχυρότερες ένα ή δύο έτη μετά την αύξηση των βασικών μισθών σε σχέση με το πρώτο έτος της αύξησης. Η συγγραφέας, τέλος, εκτιμά παρόμοια μοντέλα για το σύνολο των ωρών και βρίσκει ακόμη μεγαλύτερες επιπτώσεις, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι εργοδότες μείωσαν τον μέσο όρο των εβδομάδων εργασίας των εφήβων υπαλλήλων τους.

Στην μετανάλυση 55 εμπειρικών μελετών βασίστηκε ο [Boockmann \(2010\)](#) για να εκτιμήσει τις συνέπειες του βασικού μισθού στην απασχόληση, σε 15 ανεπτυγμένες χώρες από το 1995. Η βάση δεδομένων αποτελούνταν από οικονομετρικές μελέτες επιστημονικών περιοδικών, οι οποίες κωδικοποιήθηκαν σύμφωνα με τις εκτιμήσεις για την απασχόληση (η χαμηλότερη εκτίμηση αντιστοιχούσε στην μονάδα και η υψηλότερη στο "21"). Όρισε την εξαρτημένη μεταβλητή με βάση το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας και την κατεύθυνση της επίδρασης των μεταβλητών ελέγχου. Προκειμένου να ληφθεί υπόψη ο τακτικός (αριθμητικός) χαρακτήρας της εξαρτημένης μεταβλητής, για την εκτίμηση χρησιμοποιήθηκε το Διατεταγμένο υπόδειγμα πιθανότητας (Ordered Probit). Η

παρούσα μελέτη εστιάζει στις εξής ανεξάρτητες μεταβλητές, ως μεταβλητές ελέγχου για την επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση: εργαζόμενοι κάτω των 19 ετών και μεταξύ 19-25 ετών (ομάδες που αποδεδειγμένα επηρεάζονται από τον κατώτατο μισθό), εργαζόμενοι που διακρίνονται ως προς το φύλο (μια μεταβλητή για τους άνδρες μεμονωμένα και μια για τις γυναίκες), εργαζόμενοι «χαμηλής ειδίκευσης», εργαζόμενοι σε υψηλόμισθους κλάδους, εργαζόμενοι σε μικρές βιομηχανίες (όπως ταχυφαγεία, υπεραγορές, κομμωτήρια)· μελέτες που χρησιμοποίησαν δεδομένα ατομικού επιπέδου (μικροοικονομικά δεδομένα ιδιωτών, επιχειρήσεων και οργανισμών) και μελέτες που χρησιμοποίησαν μακροοικονομικά στοιχεία (επιμέρους διαχωρίστηκαν σε μελέτες με χρονοσειρές και μελέτες πάνελ δεδομένων)· περίοδος παρατήρησης· ψευδομεταβλητή ανάλογα με το συμπέρασμα για την ανεργία (απασχόληση)· εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων, εκτιμητές βοηθητικών μεταβλητών (Instrumental Variables, IV), εκτιμητές DiD (οι επικρατέστεροι λόγω της προσέγγισης των [Card and Krueger \(1995\)](#))· τύπος της δημοσιευμένης μελέτης (π.χ. μελέτη σε επιστημονικό περιοδικό)· επίπεδο βασικού μισθού, εργασιακά επιδόματα και το σύστημα συλλογικών διαπραγματεύσεων.

Οι μεταβλητές που περιγράφουν διάφορα χαρακτηριστικά των εργαζομένων δεν ήταν στατιστικά σημαντικές, πλην αυτών που αναφέρονται στους «χαμηλής ειδίκευσης» εργαζομένους. Οι εκτιμήσεις για αυτές τις μεταβλητές φανερώνουν αρνητική επιρροή του βασικού μισθού στην ανεργία. Η ψευδομεταβλητή που αναφέρεται στις μικρές επιχειρήσεις σε σύγκριση με το μέγεθος της οικονομίας έχει θετικό πρόσημο αλλά δεν είναι στατιστικά σημαντική. Τα μικροοικονομικά και πανελ δεδομένα επιδρούν περισσότερο αρνητικά και είναι περισσότερο στατιστικά δυναμικά από τις χρονοσειρές. Η περίοδος παρατήρησης επηρεάζει θετικά την εξαρτημένη μεταβλητή, γεγονός που μαρτυρά ότι η επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση είναι λιγότερο αρνητική με το πέρασμα του χρόνου. Η συγκεκριμένη μεταβλητή κινείται αναλογικά με την ημερομηνία δημοσίευσης, γεγονός που σημαίνει ότι οι μελέτες που εκτιμούν αρνητικά αποτελέσματα για την απασχόληση είναι ανεπαρκείς με το πέρασμα του χρόνου. Η ανεργία, ως μέτρο έκβασης επηρεάζεται λιγότερο αρνητικά από τον κατώτατο μισθό σε σχέση με την απασχόληση. Οι μέθοδοι εκτίμησης (OLS, IV, DiD) δεν επηρεάζουν στατιστικά σημαντικά τα αποτελέσματα. Επιπρόσθετα, δεν υπάρχει ισχυρή ένδειξη για

μεροληψία δημοσίευσης, καθώς αρνητικά και στατιστικά σημαντικά αποτελέσματα δημοσιεύονται με μεγαλύτερη πιθανότητα από τα θετικά και μη στατιστικά σημαντικά. Οι ψευδομεταβλητές που αποτυπώνουν τα χαρακτηριστικά κάθε χώρας (country fixed effects), είναι ιδιαίτερα στατιστικά σημαντικές για την ερμηνεία των συμπερασμάτων που προκύπτουν από τις μελέτες για τον βασικό μισθό. Οι μεταβλητές που αφορούν σε εργασιακά επιδόματα και στο σύστημα συλλογικών διαπραγματεύσεων, είναι στατιστικά σημαντικές, αφού υψηλότερα επιδόματα εργασίας και η ισχυρή διαπραγματευτική ικανότητα των εργοδοτών, μειώνουν τις αρνητικές συνέπειες του βασικού μισθού. Αντίθετα, θεσμοί για την προστασία των εργαζομένων ισχυροποιούν τις αρνητικές επιπτώσεις.

Συνοψίζοντας ο συγγραφέας αναγνωρίζει ότι οι επιδράσεις του βασικού μισθού στην απασχόληση είναι ετερογενείς ανάμεσα στις υπό εξέταση χώρες. Ως πιθανούς λόγους ετερογένειας αναφέρει, τα επιδόματα εργασίας, τους θεσμούς προστασίας των εργαζομένων και τα συλλογικά διαπραγματευτικά ζητήματα. Τα αποτελέσματα συνάδουν με τις θεωρητικές προσδοκίες αλλά ο βαθμός εγκυρότητάς τους διαφέρει ανάλογα με το θεσμικό πλαίσιο κάθε χώρας.

Οι [Doucouliaagos and Stanley \(2009\)](#) εξέτασαν τις επιπτώσεις του βασικού μισθού στην απασχόληση με την μέθοδο της μετανάλυσης 64 ερευνών για τις ΗΠΑ, αναλύοντας 1.474 εκτιμήσεις της ελαστικότητας της απασχόλησης. Πραγματοποίησαν αρκετές μετά-παλινδρομήσεις προκειμένου να επιβεβαιώσουν την γενική διατύπωση των [Card and Krueger \(1995\)](#) αναφορικά με το ότι ο κατώτατος μισθός θέτει έναν ασήμαντο αντίκτυπο στην απασχόληση (τόσο πρακτικά όσο και στατιστικά). Πραγματοποίησαν ελέγχους για την ύπαρξη μεροληψίας από την δημοσίευση, οι οποίοι επιβεβαίωσαν την παρουσία μεροληψίας σε αυτόν τον τομέα έρευνας. Οι έρευνες για τον κατώτατο μισθό περιέχουν σαφή ίχνη επιλογής δημοσίευσης των δυσμενών επιπτώσεων στην απασχόληση.

Οι [Bazen and Le Gallo \(2009\)](#) εξετάζουν την επίδραση των αυξήσεων του βασικού μισθού στην απασχόληση των νέων στην περίπτωση της Αμερικής. Στην ερευνά τους, οι συγγραφείς ελέγχουν τις επιδράσεις του βασικού μισθού για δύο περιόδους. Η πρώτη περίοδος είναι από το 1981 έως το 1989, στην οποία οι μόνες αυξήσεις του βασικού μισθού ήταν εκείνες που πραγματοποιήθηκαν από

συγκεκριμένες πολιτείες των Η.Π.Α. Η δεύτερη περίοδος είναι από το 1990 έως το 1996 όπου πραγματοποιήθηκαν ομοσπονδιακές αυξήσεις του βασικού μισθού. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν τα δεδομένα που αναφέρονται στους [Burkhauser et al. \(2000\)](#) και εφάρμοσαν το πλαίσιο των οικονομετρικών τους μοντέλων. Πιο συγκεκριμένα, για να εξηγήσουν τις επιδράσεις στην απασχόληση των νέων (ως ποσοστό του πληθυσμού τους) χρησιμοποίησαν το ποσοστό ανεργίας των αντρών άνω των 25 ετών, το ποσοστό των νέων ως προς τον πληθυσμό, των λογάριθμο των μέσων αποδοχών των ενηλίκων εργατών και τον λογάριθμο του βασικού μισθού. Πραγματοποίησαν ανάλυση με πάνελ δεδομένα με τριμηνιαία στοιχεία. Τα αποτελέσματά τους για την πρώτη περίοδο υποδεικνύουν ότι υπήρξε θετική αλλά μη στατιστικά σημαντική επίδραση των αυξήσεων του βασικού μισθού στην απασχόληση για την περίοδο 1981 έως 1989. Αναφορικά με την δεύτερη υπό εξέταση περίοδο από το 1990 έως το 1996, οι συγγραφείς καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι οι ομοσπονδιακές αυξήσεις στον βασικό μισθό επέδρασαν αρνητικά και στατιστικά σημαντικά στην απασχόληση των νέων. Τέλος, οι συγγραφείς προσπαθούν να εξηγήσουν την διαφορετικότητα των αποτελεσμάτων ανάμεσα στις ομοσπονδιακές και πολιτειακές αυξήσεις. Θεωρούν, ότι οι ομοσπονδιακές αυξήσεις ήταν μεγαλύτερες από τις πολιτειακές σε μέγεθος, ενώ υπάρχουν διάφορα δημογραφικά και γεωγραφικά χαρακτηριστικά σε κάθε πολιτεία που επέδρασαν στα αποτελέσματα.

Η μόνη έρευνα για την Ελλάδα προέρχεται από μία ανάλυση χρονοσειρών με ετήσια δεδομένα για την περίοδο 1974 – 2001 ([Karageorgiou, 2004](#)). Η έρευνα του επικεντρώνεται σε δύο ηλικιακές κατηγορίες: νέων (15-19) και νέων ενηλίκων (20 – 24). Κατά την υπό εξέταση περίοδο η Ελλάδα είχε διαφορετικούς κατώτατους μισθούς για τις δύο αυτές ηλικιακές ομάδες, αλλά παρά τις διαφορετικές τιμές, οι διαχρονική τους εξέλιξη ήταν παρόμοια, με εξαίρεση μία άνοδο στον κατώτατο μισθό των νέων στις αρχές τις δεκαετίας του '80. Υπολογίζοντας δύο μοντέλα για κάθε ηλικιακή ομάδα και αφού έλαβε υπόψη του τα μοντέλα των [Williams and Mills \(2001\)](#), ο συγγραφέας συμπεραίνει μία αρνητική επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση των νέων ενηλίκων, με ελαστικότητες από -0,05 έως -0,12 τις οποίες βρήκε μη στατιστικά σημαντικές. Αντίθετα, για την ηλικιακή ομάδα των νέων 15-19, βρίσκει θετικές και στατιστικά σημαντικές ελαστικότητες που κυμαίνονται από 0,22

έως 0,63.

Ο [Fajnzylber \(2001\)](#) χρησιμοποίησε μία έμμεση μέθοδο να υπολογίζει τις επιδράσεις του κατώτατου μισθού στην απασχόληση της Βραζιλίας. Χρησιμοποίησε δεδομένα για την περίοδο 1982 έως 1997 και τις μεθόδους των [Neumark et al. \(2004\)](#) για να εκτιμήσει τις επιδράσεις του βασικού μισθού σε διαφορετικά σημεία της καμπύλης εισοδήματος. Αρχικά, υπολόγισε άμεσα την επίδραση του κατώτατου μισθού στο εισόδημα και έμμεσα στην απασχόληση. Ο συγγραφέας καταλήγει σε ελαστικότητα με τιμές που κυμαίνονται από -0,1 έως -0,35, ενώ σε περαιτέρω ελέγχους που πραγματοποιεί συμπεραίνει ότι η αρνητική επίδραση είναι μεγαλύτερη σε γυναίκες και εφήβους.

Η [Lemos \(2004\)](#) υπολογίζει τις επιδράσεις του βασικού μισθού στην απασχόληση χρησιμοποιώντας cross-section χρονολογικές σειρές για την περίπτωση της Βραζιλίας. Η συγγραφέας χρησιμοποίησε κλασικά πάνελ μοντέλα που περιέλαβαν δημογραφικές και χρονικές μεταβλητές, αλλά και μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις ώστε να υπολογίσει τις επιδράσεις τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια. Επίσης, το ενδιαφέρον που παρουσιάζει η έρευνα ανά γεωγραφική περιοχή είναι ότι ενώ ο κατώτατος μισθός είναι κοινός, διαφοροποιούνται τα επίπεδα των μισθών. Η συγγραφέας υπολογίζει τους εκτιμητές άλλοτε θετικούς και άλλοτε αρνητικούς, αλλά στις περισσότερες περιπτώσεις μη στατιστικά σημαντικούς.

Η [Lemos \(2006\)](#) για την περίπτωση της Βραζιλίας εξετάζει την επίδραση του βασικού μισθού στα θεσμοθετημένα και μη θεσμοθετημένα τμήματα της οικονομίας (formal and informal sectors). Πιο συγκεκριμένα, θεωρεί ότι η απασχόληση στον θεσμοθετημένο τομέα θα πρέπει να μειώνεται, ενώ στον μη θεσμοθετημένο να αυξάνεται. Αντίθετα, και στις δύο περιπτώσεις καταλήγει σε μη στατιστικά σημαντική επίδραση του βασικού μισθού.

Η [Lemos \(2007\)](#) σε επόμενη έρευνά της για την περίπτωση της Βραζιλίας εξετάζει την επίδραση του βασικού μισθού στη δημόσιο και τον ιδιωτικό τομέα. Πιο συγκεκριμένα, θεωρεί ότι η ζήτηση για εργασία στο δημόσιο τομέα είναι πιο ανελαστική συγκριτικά με τον ιδιωτικό, είτε γιατί η πολιτεία μπορεί να αυξήσει τους φόρους για να καλύψει τα υψηλότερα κόστη είτε λόγω της αναγκαιότητας για δημόσιες υπηρεσίες. Στην περίπτωση του δημόσιου τομέα βρίσκει μία οριακά θετικά

και μη στατιστικά σημαντική σχέση, ενώ στην περίπτωση του ιδιωτικού τομέα μια οριακά αρνητική μη στατιστικά σημαντική σχέση.

Οι [Burkhauser et al. \(2000a\)](#) ισχυρίστηκαν ότι οι επιδράσεις του κατώτατου μισθού μπορούν να προσδιοριστούν μόνο με την χρήση ενός σχετικά μικρού αριθμού παρατηρήσεων, στις οποίες ο κατώτατος μισθός σε επίπεδο πολιτείας είναι υψηλότερος του αντίστοιχου ομοσπονδιακού και χωρίς μεταβλητές ελέγχου σχετικά με τις επιδράσεις του χρόνου. Πραγματοποίησαν ανάλυση πάνελ μηνιαίων δεδομένων από το 1979-1997 και προσπάθησαν να εκτιμήσουν τις επιπτώσεις του κατώτατου μισθού στην απασχόληση των εφήβων. Κατέληξαν ότι μεταξύ 1979-1997 οι ελαστικότητες της απασχόλησης ήταν -0.2 έως -0.6 και μεταξύ 1996-1997 ήταν -0.17 έως -0.27 και γενικά στατιστικά σημαντικές.

Ο [Sabia \(2008\)](#) χρησιμοποίησε μηνιαία δεδομένα από το 1979 μέχρι το 2004 της CPS, τα οποία επεξεργάστηκε με την GLS μέθοδο, προκειμένου να παρουσιάσει νέες εκτιμήσεις σχετικά με την επίδραση των αυξήσεων του βασικού μισθού στο τομέα λιανικής απασχόλησης και στις εργατοώρες. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα υπάρχουν αποδείξεις για στατιστικά σημαντικές αρνητικές επιπτώσεις. Για την ακρίβεια, μια αύξηση στον βασικό μισθό κατά 10%, συσχετίζεται με μείωση των εβδομαδιαίων εργατοωρών κατά 0.6% με 1%, και της απασχόλησης στο λιανεμπόριο για εργαζόμενους 16-64 ετών κατά 0.7% με 1.1%. Μεγαλύτερη αρνητική επίπτωση στην απασχόληση (-0.34 έως -0.38) και τις εργατοώρες (-0.38 έως 0.42) παρατηρήθηκαν στους λιγότερο έμπειρους εργαζόμενους στον τομέα της λιανικής. Τα αποτελέσματα είναι ισχυρά στο πλαίσιο ορισμένων προδιαγραφών, αλλά ευαίσθητα σε ελέγχους για τις τάσεις στην κάθε πολιτεία.

Οι [Sen et al. \(2011\)](#), θέλησαν να εξετάσουν τα αποτελέσματα της αύξησης του ομοσπονδιακού βασικού μισθού από \$5.15 στα \$7.25, το 2007, στην απασχόληση των νέων. Εκτός αυτού επιχείρησαν να εκτιμήσουν εάν η αύξηση του βασικού μισθού μπορεί να οδηγήσει σε υψηλότερα επίπεδα φτώχειας μέσω της αύξησης της ανεργίας. Χρησιμοποίησαν τις DD, IV καθώς και OLS μεθόδους για να αξιοποιήσουν δεδομένα που συγκέντρωσαν για κάθε πολιτεία του Καναδά μεταξύ του 1981 και του 2004. Η συγκεκριμένη μελέτη παρουσιάζει ενδιαφέρον εξαιτίας της διαφοροποίησης στους βασικούς μισθούς μεταξύ των πολιτειών και σε σχέση με τον ομοσπονδιακό. Για τους

παραπάνω σκοπούς κατασκεύασαν δύο μοντέλα· στο πρώτο ως εξαρτημένη μεταβλητή όρισαν το ποσοστό των εργαζομένων εφήβων στον συνολικό πληθυσμό των εφήβων σε μια δεδομένη πολιτεία, καθώς θεωρούν τους εφήβους ως χαμηλόμισθους. Και στο δεύτερο χρησιμοποίησαν το ποσοστό των νοικοκυριών με εισόδημα κάτω από το όριο της «φτώχειας». Και στα δύο μοντέλα, ως ανεξάρτητες μεταβλητές χρησιμοποίησαν δημογραφικές και οικονομικές μεταβλητές. Βρήκαν αρνητική συσχέτιση μεταξύ του βασικού μισθού και της απασχόλησης με την ελαστικότητα να ισούται από -0.33 έως -0.5 και να είναι στατιστικά σημαντική. Συμπεράσματα τα οποία ήταν συναφή με τους Baker et al. (1999), Campolieti et al. (2005, 2006). Αντίθετα βρήκαν ότι η ελαστικότητα του ποσοστού των νοικοκυριών κάτω από το όριο της φτώχειας σε σχέση με τον βασικό μισθό ήταν μεταξύ 0.4 και 0.6 και στατιστικά σημαντική. Ωστόσο σημειώνουν ότι μια αύξηση του βασικού μισθού μπορεί παραδόξως να επιφέρει περισσότερη φτώχεια καθώς η ανεργία των εφήβων οδηγεί σε πτώση του εισοδήματος των νοικοκυριών με χαμηλό εισόδημα.

2.2. Καταναλωτική Εμπιστοσύνη

Γενικά η εμπιστοσύνη, και συγκεκριμένα η καταναλωτική εμπιστοσύνη, ενδιαφέρει ολόένα και περισσότερους παράγοντες, όπως κεντρικές τράπεζες και κυβερνήσεις σε εθνικό επίπεδο και υπερεθνικούς οργανισμούς, όπως η Ευρωπαϊκή Επιτροπή της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Πέραν αυτών, η ακαδημαϊκή κοινότητα έχει επικεντρωθεί ιδιαίτερα στην χρήση της εμπιστοσύνης των καταναλωτών στο να προβλέψει μεταβλητές που περιγράφουν πτυχές του οικονομικού κύκλου, όπως οι τιμές πετρελαίου (Praet and Vuchelen, 1989), το Α.Ε.Π. (Howrey, 2001, Mourougane and Roma, 2003), η κατανάλωση (Easaw et al., 2005, Ramalho et al., 2011, Barsky and Sims, 2012), η απασχόληση (Sum, 2012), αλλά και χρηματιστηριακούς δείκτες (Jansen and Nahuis, 2003, Singal, 2012). Ενώ τα συμπεράσματα των παραπάνω ερευνών, αξιοποιούνται και από εθνικούς και πολυεθνικούς εταιρικούς ομίλους για την αξιολόγηση της διάθεσης για κατανάλωση και τον συντονισμό της παραγωγής τους.

2.2.1. Θεωρητική Προσέγγιση

Η καταναλωτική εμπιστοσύνη αποτυπώνει το πόσο αισιόδοξοι νιώθουν οι καταναλωτές για την συνολική οικονομία και για την προσωπική τους οικονομική κατάσταση. Οι οικονομικές αποφάσεις των καταναλωτών σχετικά με τις καταναλωτικές τους δαπάνες, εξαρτώνται από το πόσο βέβαιοι αισθάνονται για τα εισοδήματά τους. Πρόκειται για ένα μέτρο - κλειδί για την εικόνα του συνολικού μεγέθους της οικονομίας, αφού όταν η καταναλωτική εμπιστοσύνη είναι υψηλή, οι καταναλωτές πραγματοποιούν περισσότερες αγορές. Από την άλλη, όταν η εμπιστοσύνη είναι χαμηλή, οι καταναλωτές τείνουν περισσότερο να αποταμιεύουν παρά να δαπανούν. Η μηνιαία τάση της εμπιστοσύνης των καταναλωτών δείχνει τις προσδοκίες αυτών σχετικά με την ικανότητά τους να βρουν και να διατηρήσουν καλές θέσεις εργασίας, σύμφωνα με την αντίληψή τους για την τρέχουσα και μελλοντική κατάσταση της οικονομίας και την προσωπική οικονομική τους κατάσταση.

Η μέτρηση της εμπιστοσύνης των καταναλωτών θεωρείται σημαντικό στοιχείο για την αντίληψη της σημερινής και της μελλοντικής κατάστασης της οικονομίας. Ειδικότερα, σε περιόδους ύφεσης το μέτρο αυτό παρακολουθείται στενά, καθώς, ουσιαστικές θετικές αλλαγές μπορεί να προβλέπουν την οικονομική ανάκαμψη στο εγγύς μέλλον (Vuchelen, 2004). Περιέχει επίσης χρήσιμες πληροφορίες σχετικά με την πιθανότητα εισόδου σε ύφεση (Howrey, 2001). Η εμπιστοσύνη των καταναλωτών ως κορυφαίος δείκτης, χρησιμοποιείται σε πολλές μακροοικονομικές προβλέψεις σχετικά με τις καταναλωτικές δαπάνες (Acemoglu and Scott, 1994, Carroll et al., 1994, Huth et al., 1994, Eppright et al., 1998, Ludvigson, 2004, Slacalek, 2004, Kwan and Cotsomitis, 2006, Gelper et al., 2007). Επενδυτές, κατασκευαστές, έμποροι, τράπεζες και κυβερνητικοί φορείς χρησιμοποιούν τις εκτιμήσεις σχετικά με την καταναλωτική εμπιστοσύνη προκειμένου να αξιολογήσουν την προθυμία των καταναλωτών να προβούν σε νέες αγορές και ανάλογα προσαρμόζουν τις δραστηριότητές τους ή την οικονομική τους πολιτική. Εάν η εμπιστοσύνη παρουσιάζει φθίνουσα τάση, γεγονός που υποδηλώνει ότι οι καταναλωτές πρόκειται να μειώσουν τις δαπάνες, οι περισσότεροι παραγωγοί θα μειώσουν την ένταση της παραγωγικής τους δραστηριότητας. Σε περιόδους οικονομικής ύφεσης, ο καταναλωτής βλέπει το εισόδημά του σε απόλυτους αριθμούς

αλλά και σε αγοραστική δύναμη να μειώνεται, συνεπώς περιορίζει τα έξοδα ιδίως ως προς τα ακριβά και διαρκή αγαθά. Ως αποτέλεσμα αυτής της συμπεριφοράς, οι κατασκευαστές θα μειώσουν τα αποθέματά τους, θα επιβραδύνουν την παραγωγή και πιθανόν να καθυστερήσουν την επένδυση σε νέα έργα και εγκαταστάσεις. Ομοίως, εάν οι τράπεζες αναμένουν μείωση των καταναλωτικών δαπανών, θα προετοιμαστούν για την μείωση των δραστηριοτήτων δανεισμού (ενυπόθηκα δάνεια και χρήση πιστωτικών καρτών). Επιπρόσθετα, η αγορά ακινήτων θα περιορίσει τον ρυθμό έντασης κατασκευής σπιτιών, ενώ η κυβέρνηση θα προσδοκά μείωση των μελλοντικών φορολογικών εσόδων. Αντίθετα, σε καιρούς ανάκαμψης, η καταναλωτική εμπιστοσύνη ενισχύεται και αναμένεται ο καταναλωτής να αυξήσει τις αγορές αγαθών και υπηρεσιών. Εν αναμονή αυτής της αλλαγής, η κάλυψη των καταναλωτικών αναγκών, απαιτεί περισσότερη παραγωγή και αποθέματα, επομένως οι εργοδότες αναμένεται να αυξήσουν τον αριθμό των προσλήψεων. Κατά αυτόν τον τρόπο, όλες οι οικονομικές μονάδες (κράτος, νοικοκυριά, επιχειρήσεις) αναμένεται να μετρήσουν θετικές συνέπειες.

2.2.2. Ιστορική Προσέγγιση –Μέτρηση του δείκτη

Ιστορικά, την μέτρηση της εμπιστοσύνης των καταναλωτών εισήγαγε στα τέλη του 1940, ο καθηγητής George Katona (Πανεπιστήμιο Michigan). Σύμφωνα με τον [Katona \(1951,1975\)](#), η εμπιστοσύνη του καταναλωτή αντανακλά όχι μόνο τις οικονομικές συνθήκες αλλά και την σκέψη των καταναλωτών. Μέχρι σήμερα, για την εκτίμηση της καταναλωτικής εμπιστοσύνης, χρησιμοποιούνται δύο μέτρα, (i) ο δείκτης καταναλωτικού συναισθήματος (Index of Consumer Sentiment, ICS) από το Πανεπιστήμιο Michigan, και (ii) ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης (Consumer Confidence Index, CCI) από τον αμερικάνικο ανεξάρτητο οικονομικό ερευνητικό οργανισμό «The Conference Board». Αν και διαφέρουν ως προς την ονομασία, οι δύο δείκτες μετρούν την συμπεριφορά των καταναλωτών απέναντι στην οικονομία κατά παρόμοιο τρόπο, και βασίζονται σε παρόμοιες έρευνες νοικοκυριών ([Singal, 2012](#)).

Για τον δείκτη καταναλωτικού συναισθήματος (Index of Consumer Sentiment, ICS) διεξάγεται μηνιαία έρευνα τουλάχιστον 500 τηλεφωνικών συνεντεύξεων. Παρά το γεγονός ότι η έρευνα αποτελείται από περίπου 50 ερωτήσεις, στην πραγματικότητα 5 είναι αυτές οι ερωτήσεις - κλειδιά, που κρίνουν την εκτίμηση

των ερωτώμενων σχετικά με την τρέχουσα οικονομική κατάσταση, την απασχόληση (2 ερωτήσεις) και τις προσδοκίες τους για την μελλοντικές οικονομικές συνθήκες (3 ερωτήσεις). Οι απαντήσεις στις 5 ερωτήσεις-κλειδιά, ταξινομούνται σε θετικές, αρνητικές και ουδέτερες, ενώ και οι πέντε χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό του δείκτη.

Το Πανεπιστήμιο Michigan ανακοινώνει τις τιμές του δείκτη 2 φορές το μήνα – η αρχική δημοσίευση για τον τρέχοντα μήνα, βασίζεται σε τουλάχιστον 250 έρευνες και γνωστοποιείται την δεύτερη Τρίτη κάθε μήνα (με μερικές εξαιρέσεις) και η τελική δημοσίευση, ανακοινώνεται την τελευταία Παρασκευή κάθε μήνα βασισμένη στο συνολικό δείγμα. Σύμφωνα με μελέτες, η αρχική εκτίμηση είναι περισσότερο ακριβής σε σχέση με την τελική (Ludvigson, 2004). Σήμερα, ο δείκτης του Michigan χρησιμοποιείται, εκτός από τις ΗΠΑ και σε αρκετές άλλες χώρες, όπως ο Καναδάς, η Ρωσία, η Αυστραλία, η Αργεντινή, το Μεξικό, το Χονγκ Κονγκ κ.ά.

Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης (Consumer Confidence Index, CCI) τον οποίο ανακοινώνει ο ανεξάρτητος οικονομικός οργανισμός «The Conference Board», για λογαριασμό των Η.Π.Α., αντικατοπτρίζει τα συμπεράσματα των ερευνών που διεξάγονται σε 5.000 νοικοκυριά. Για την ακρίβεια ταχυδρομούνται μηνιαίως 5.000 ερωτηματολόγια εκ των οποίων περίπου τα 3.500 επιστρέφουν. Και σε αυτόν τον δείκτη χρησιμοποιούνται 5 καίριες ερωτήσεις, όμως υπολογίζεται διαφορετικά από τον ICS. Μάλιστα, ο διαφορετικός τρόπος υπολογισμού των δύο δεικτών έχει ως αποτέλεσμα ο CCI να παρουσιάζει ένα μεγαλύτερο εύρος από τον ICS. Ένας ικανοποιητικός εμπειρικός κανόνας ορίζει ότι η μετακίνηση στον ICS κατά μια μονάδα είναι περίπου συγκρίσιμη με την μετακίνηση του CCI κατά 2 μονάδες (Ludvigson, 1998). Η αρχική εκτίμηση του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης CCI ανακοινώνεται την τελευταία Τρίτη του μήνα για τον οποίο διεξάγεται η έρευνα και η τελική στις αρχές του επόμενου μήνα.

Όσον αφορά την Ευρωπαϊκή Κοινότητα, η έρευνα σχετικά με την ψυχολογία των καταναλωτών πραγματοποιείται στο πλαίσιο του εναρμονισμένου προγράμματος ερευνών της ΕΕ, τακτικά από το 1972 στο Βέλγιο, την Γαλλία, την Δυτική Γερμανία, την Ιταλία, και την Ολλανδία· από το 1974 στη Δανία, τη Μεγάλη Βρετανία και την Ιρλανδία· από το 1983 στην Ελλάδα· και από το 1987 στην Πορτογαλία και την Ισπανία. Ειδικότερα, στην περίπτωση της Ελλάδας, τις εναρμονισμένες κοινοτικές

έρευνες συγκυρίας αναλαμβάνει να διεξάγει το Ίδρυμα Οικονομικών και Βιομηχανικών Ερευνών (I.O.B.E.), ένας ιδιωτικός, μη κερδοσκοπικός, κοινωφελής, ερευνητικός οργανισμός.

Η εν λόγω έρευνα, συμπληρώνει την έρευνα των επιχειρήσεων παρέχοντας πληροφορίες αναφορικά με την ζήτηση. Σκοπός της έρευνας είναι αρχικά η συλλογή πληροφοριών για τις προθέσεις των νοικοκυριών για δαπάνη και αποταμίευση. Εκτός αυτού αξιολογείται η αντίληψή τους για τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποφάσεις τους. Στο πλαίσιο της έρευνας καλύπτεται ένα ευρύ φάσμα ερωτήσεων όπως περιγράφονται παρακάτω σύμφωνα με τον [IOBE \(2013\)](#):

- ✓ Εκτίμηση και πρόβλεψη της οικονομικής κατάστασης του νοικοκυριού τους τελευταίους και τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Εκτίμηση και πρόβλεψη της γενικής οικονομικής κατάστασης της χώρας των καταναλωτών τους τελευταίους και τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Εκτίμηση και πρόβλεψη του επιπέδου τιμών τους τελευταίους και τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Πρόβλεψη του επιπέδου ανεργίας τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Εκτίμηση τρεχουσών κυρίων αγορών αγαθών διάρκειας και πρόθεση αγοράς τους επόμενους 12 μήνες.
- ✓ Τρέχον επίπεδο αποταμίευσης και πρόθεση αποταμίευσης τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Δυνατότητα αποταμίευσης.
- ✓ Πρόθεση αγοράς αυτοκινήτου ή κατοικίας τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Πρόθεση αγοράς κατοικίας τους προσεχείς 12 μήνες.
- ✓ Πρόθεση καταβολής δαπανών για βελτίωση της κατοικίας τους προσεχείς 12 μήνες.

Η έρευνα από την οποία προκύπτει ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης διεξάγεται σε μηνιαία βάση, όπως και οι επιχειρηματικές έρευνες. Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης σταθμίζεται στο συνολικό Δείκτη Οικονομικού κλίματος της ΕΕ με συντελεστή στάθμισης 20% (Βιομηχανία:40%, Υπηρεσίες :30%,

Κατασκευές :5%, Λιανικό Εμπόριο:5%).

2.2.3. Εμπειρική Προσέγγιση

Ο Sum (2012) ερευνά τις σχέσεις, τις δυναμικές, τις αλληλοεπιδράσεις και την προβλεπτική ικανότητα του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης ως προς την απασχόληση, τον πληθωρισμό, τον Δείκτη Επιχειρηματικού Κλίματος και την νομισματική πολιτική της Ομοσπονδιακής Τράπεζας της Αμερικής. Ο συγγραφέας χρησιμοποιεί μηνιαία δεδομένα από το 1978 έως το 2012 εφαρμόζοντας τεχνικές συνολοκλήρωσης (vector autoregression) και τεστ αιτιότητας (Granger Causality tests) για να αναζητήσει τις αλληλοσυσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών. Τα αποτελέσματά του υποδηλώνουν ότι ένα θετικό σοκ του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης οδηγεί σε αύξηση της απασχόλησης.

Οι Batchelor and Dua (1998), εξέτασαν το ενδεχόμενο ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης να βελτιώνει σημαντικά τα παραδοσιακά οικονομετρικά μοντέλα πρόβλεψης, στα οποία βασίζονται οι αμερικανοί οικονομικοί αναλυτές για την πρόβλεψη του Α.Ε.Π.. Για το σκοπό αυτό, επεξεργάστηκαν χρονοσειρές και διαστρωματικά πάνελ δεδομένα από τους κλασσικούς οικονομικούς δείκτες ανάλυσης Blue Chip, που αφορούσαν σε προβλέψεις για το πραγματικό Α.Ε.Π. για τα έτη 1978-1993. Χρησιμοποιώντας μοντέλα επαναλαμβανόμενων προβλέψεων (recursive forecasting model) επισήμαναν, ότι οι οικονομικοί αναλυτές όντως καθυστέρησαν να αναγνωρίσουν την ύφεση του 1991 και ότι εάν παρατηρούσαν με μεγαλύτερη προσοχή την βαθιά πτώση του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, αναμφίβολα θα βελτίωναν την δυναμική της πρόβλεψής τους. Αναγνωρίζουν φυσικά ότι σε άλλες χρονικές περιόδους οι τιμές του δείκτη πιθανόν να είναι παραπλανητικές. Εκτός αυτού, σημειώνουν ότι δεν υπάρχει καμιά απόδειξη ότι η αποτυχία των αναλυτών να προβλέψουν την ύφεση κατά το 1991, οφείλεται στην προσκόλλησή τους στα συμβατικά οικονομετρικά μοντέλα.

Προκειμένου να εκτιμήσουν τον ρόλο της καταναλωτικής εμπιστοσύνης και να δείξουν, σε ποιο βαθμό αυτή προσδίδει επιπλέον πληροφορία πέραν αυτής των συνηθισμένων μεταβλητών (π.χ. εισόδημα, πλούτος ή επιτόκια) στην ερμηνεία της οικιακής κατανάλωσης στις ΗΠΑ και στην Ευρωζώνη, οι Déés and Brinca (2011) αξιοποίησαν δεδομένα από το πρώτο τρίμηνο του 1985 έως το δεύτερο τρίμηνο του

2010, από το Γραφείο Οικονομικής Ανάλυσης (BEA) για τις ΗΠΑ και την Ευρωπαϊκή Στατιστική Αρχή για την Ευρωζώνη. Προκειμένου να επιβεβαιώσουν τα αποτελέσματα χρησιμοποίησαν την μέθοδο VAR. Κατέληξαν στο ότι ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης, σε συγκεκριμένες περιπτώσεις μπορεί να προβλέψει τις καταναλωτικές δαπάνες. Επιπρόσθετα, υπάρχουν ενδείξεις ύπαρξης σύνδεσης μεταξύ του δείκτη των ΗΠΑ με τον αντίστοιχο της Ευρώπης, καθώς οι διακυμάνσεις του πρώτου φαίνεται να προβλέπουν τις διακυμάνσεις του δεύτερου. Η σχέση μεταξύ εμπιστοσύνης και κατανάλωσης δεν είναι γραμμική· μοντέλα τα οποία περιέχουν τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης παρατηρούνται να υπεραποδίδουν σε περιόδους έντασης όπως στο διάστημα της οικονομικής κρίσης 2007-2009. Ο [Romer \(1990\)](#) συμφώνησε ότι η καταναλωτική εμπιστοσύνη αποτελεί «κανάλι» για την ερμηνεία της οικονομική κρίσης του 1929 στις ΗΠΑ. Το κραχ του Χρηματιστηρίου τον Οκτώβριο του 1929 και η αστάθεια που ακολούθησε το 1930 προκάλεσαν μια απότομη αύξηση της αβεβαιότητας, που οδήγησε σε μεγάλης κλίμακας αναβολές στην αγορά διαρκών αγαθών από τους καταναλωτές.

Και οι [Garrett et al., \(2005\)](#) απέδειξαν ότι ο δείκτης εμπιστοσύνης έχει επιπλέον επεξηγηματική δύναμη σε ότι αφορά μελλοντικές αλλαγές στις δαπάνες των νοικοκυριών. Οι [Carroll et al. \(1994\)](#) και οι [Bram and Ludvigson \(1998\)](#) υπογράμμισαν ότι θετικές μεταβολές της καταναλωτικής εμπιστοσύνης προκαλούν την αύξηση της κατανάλωσης στο άμεσο μέλλον στην περίπτωση των ΗΠΑ. Ο [Vuchelen \(2003\)](#), υποστήριξε ότι μεγάλες μετακινήσεις, ιδιαίτερα πτώσεις στην εμπιστοσύνη του καταναλωτή, προμηνύουν απότομη μείωση της οικονομικής ανάπτυξης ενώ ο [Nahuis \(2000\)](#) παρουσίασε παρόμοια αποτελέσματα για οκτώ ευρωπαϊκές χώρες.

Η [Otoo \(1999\)](#) έδειξε ότι στις ΗΠΑ υπάρχει ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των μεταβολών των τιμών των μετοχών και των μεταβολών του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης. Μάλιστα, η άνοδος του Χρηματιστηρίου αυξάνει τον δείκτη εμπιστοσύνης, χωρίς όμως να επαληθεύεται το αντίστροφο. Εκτός αυτού έδειξε ότι η αισιοδοξία των νοικοκυριών που διακρατούν μετοχές και αυτών που δεν διακρατούν, ανταποκρίνεται το ίδιο στις μεταβολές των τιμών των μετοχών. Γεγονός που ερμηνεύεται αν θεωρήσουμε ότι ο δείκτης του χρηματιστηρίου προεξοφλεί την μελλοντική οικονομική τάση. Επομένως, η αισιοδοξία του καταναλωτή θα

μεταβάλλεται παράλληλα με τις μεταβολές των τιμών των μετοχών.

Οι [Fisher and Statman \(2003\)](#) υποστήριξαν ότι η καταναλωτική εμπιστοσύνη στις ΗΠΑ αυξάνεται με τις αποδόσεις των μεγάλων μετοχών (μετοχές που ανήκουν στον δείκτη S&P 500) και έδειξαν ότι υπάρχει θετική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων αυτών των μετοχών και των μεταβολών του δείκτη εμπιστοσύνης. Μάλιστα, η σχέση του δείκτη εμπιστοσύνης και των μικρών μετοχών είναι λιγότερο δυνατή, αφού οι καταναλωτές δεν επενδύουν τόσο πολύ σε μικρές μετοχές. Τέλος, διαπίστωσαν ότι ο δείκτης μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις ορισμένων μετοχών και συγκεκριμένα αυτών του δείκτη NASDAQ καθώς και των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης, αλλά δεν μπορεί να θεωρηθεί αξιόπιστο μέσο πρόβλεψης των αποδόσεων μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης.

Οι [Jansen and Nahuis \(2003\)](#) εξέτασαν τη σχέση μεταξύ Χρηματιστηρίου και καταναλωτικής εμπιστοσύνης σε 11 ευρωπαϊκές χώρες από το 1986-2001. Έδειξαν ότι στις περισσότερες χώρες οι χρηματιστηριακές αποδόσεις και οι αλλαγές στον δείκτη εμπιστοσύνης του καταναλωτή παρουσιάζουν θετική συσχέτιση και σύμφωνα με τον έλεγχο αιτιότητας Granger ότι οι αποδόσεις των μετοχών προκαλούν τον δείκτη εμπιστοσύνης αλλά όχι και αντίστροφα. Απέδειξαν επιπλέον ότι αυτή η σχέση μεταξύ αποδόσεων και δείκτη εμπιστοσύνης καθορίζεται περισσότερο από τις προσδοκίες των καταναλωτών για την γενική κατάσταση της οικονομίας παρά από το ατομικό τους εισόδημα.

Οι [Baker and Wurgler \(2007\)](#) επιχειρούν να εξηγήσουν ποιες μετοχές επηρεάζει το καταναλωτικό συναίσθημα. Οι μετοχές νέων εταιρειών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, με υψηλή διακύμανση και χωρίς ιστορικό κερδών, είναι μάλλον δυσανάλογα ευαίσθητες ως προς την διαίσθηση του καταναλωτή. Εξαιτίας αυτού ερμηνεύεται και η φούσκα του διαδικτύου (1990), αφού, σύμφωνα με την άποψη τους, μετοχές μικρών και νέων επιχειρήσεων αποτελούσαν την πλειοψηφία των μετοχών που προκάλεσαν το φαινόμενο αυτό. Το γεγονός αυτό συνέβη καθώς αυτές οι κατηγορίες μετοχών είναι δυσκολότερες για κερδοσκοπία (arbitrage και δεύτερον είναι δυσκολότερο να εκτιμηθούν (έντονη μεροληψία και πιο πιθανά τα λάθη εκτίμησης). Για τον σκοπό της έρευνας διέκριναν δύο κατηγορίες επενδυτών: τους ορθολογικούς κερδοσκόπους (arbitrageurs: δεν επηρεάζονται από κανένα γενικό

αίσθημα), και τους μη-ορθολογικούς επενδυτές. Έτσι οι τιμές των μετοχών δεν αντιπροσωπεύουν την πραγματική τους αξία. Σύμφωνα με την ανάλυσή τους, η διαφοροποίηση των τιμών οφείλεται σε δύο λόγους· στις μεταβολές των προσδοκιών των μη-ορθολογικών επενδυτών και στα όρια κερδοσκοπίας από την πλευρά των ορθολογικών επενδυτών. Αν θεωρήσουμε το γενικό αίσθημα του επενδυτή ως την τάση ενός οριακού επενδυτή για κερδοσκοπία (επιτυχία κέρδους με θεμιτά μέσα), όπως η τάση του να παίζει κάποιος ένα λαχείο, τότε, το γενικό αυτό αίσθημα είναι η τάση για μεγαλύτερη ζήτηση χρεογράφων που υπόσχονται μεγαλύτερες αποδόσεις και εμπεριέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο. Έτσι, όταν αυξάνεται αυτό το αίσθημα του επενδυτή, θα πρέπει να αναμένουμε ότι αυτές οι μετοχές θα έχουν ταυτόχρονες υψηλές αποδόσεις. Ένας σημαντικός λόγος είναι η δυσκολία να καθοριστεί η πραγματική τους αξία. Αυτό είναι πολύ πιθανό να συμβεί με τις μετοχές των νέων εταιρειών όπου ο επενδυτής εκτιμά αυτές τις μετοχές από πολύ χαμηλά έως και αρκετά ψηλά, ανάλογα κάθε φορά με την διαίσθηση που έχει. Αντίθετα, η τιμή των μετοχών μιας επιχείρησης με μεγάλο ιστορικό κερδών είναι λιγότερο πιθανό να αποκλίνει από την πραγματική της αξία, και έτσι οι μετοχές αυτές είναι λιγότερο ευάλωτες στο αίσθημα των επενδυτών.

Οι [Lemmon and Portianguina \(2006\)](#), εξέτασαν τη σχέση μεταξύ δείκτη εμπιστοσύνης και άλλων μακροοικονομικών μεταβλητών, όπως το ΑΕΠ, η κατανάλωση, ο πληθωρισμός, η ανεργία, και βρήκαν ότι οι περισσότερες από αυτές τις μακροοικονομικές μεταβλητές εμφανίζουν ισχυρή συσχέτιση με τον δείκτη εμπιστοσύνης. Υποθέτουμε επομένως ότι ο δείκτης συνδέεται με το σύνολο της οικονομικής δραστηριότητας. Αναφορικά με την σχέση εμπιστοσύνης του καταναλωτή και αμοιβαίων κεφαλαίων, βρήκαν ότι τα αμοιβαία κεφάλαια συσχετίζονται θετικά με την καταναλωτική εμπιστοσύνη. Προσπάθησαν να εξετάσουν και την διαχρονική σχέση μεταξύ της διαίσθησης του επενδυτή και των χρηματιστηριακών αποδόσεων, δίνοντας έμφαση στο μέγεθος των επιχειρήσεων. Διαπίστωσαν ότι οι επενδυτές υπερεκτιμούν τις μικρές μετοχές σε σύγκριση με τις μεγάλες όταν ο δείκτης εμπιστοσύνης είναι υψηλός και αντίστροφα. Απέδειξαν επιπλέον ότι υψηλά επίπεδα αισιοδοξίας, προβλέπουν χαμηλότερες μελλοντικές αποδόσεις μιας μετοχής. Σύμφωνα με τους συγγραφείς η ικανότητα πρόβλεψης του δείκτη εμπιστοσύνη έχει αυξηθεί τα τελευταία 20 χρόνια και αυτό γιατί η επίδραση

των ανεξάρτητων επενδυτών στις χρηματαγορές έχει αυξηθεί διαχρονικά, δημιουργώντας έτσι μια πιο δυνατή σχέση μεταξύ της διαίσθησης του καταναλωτή και των αποδόσεων.

3. Οικονομετρική Θεωρία Χρονολογικών Σειρών

Στο πρώτο τεύχος του ακαδημαϊκού περιοδικού *Econometrica*, αναφέρεται ότι κύριος σκοπός της Οικονομετρίας είναι να προωθήσει μελέτες που στοχεύουν στην ενοποίηση της θεωρητικής-ποσοτικής και της εμπειρικής-ποσοτικής προσέγγισης για οικονομικά προβλήματα.

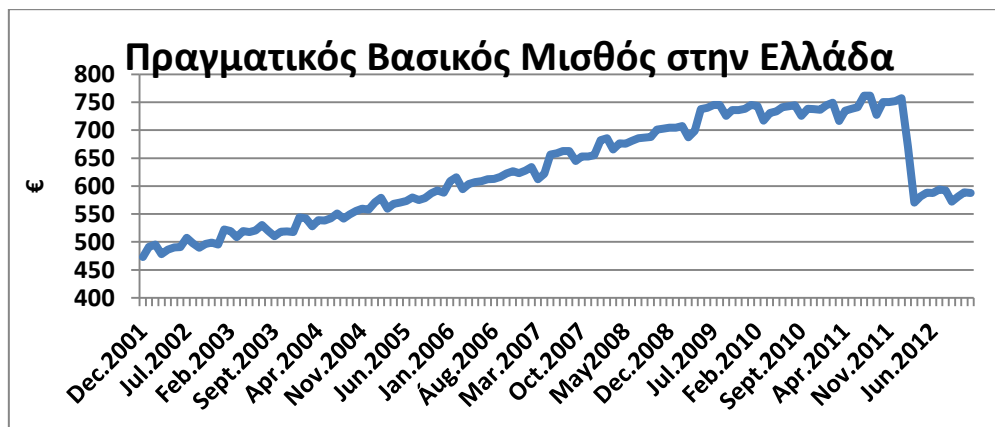
Ωστόσο, η οικονομετρία δεν πρέπει να συγχέεται με τις οικονομικές στατιστικές. Ούτε είναι παρόμοιο με αυτό που αποκαλούμε γενική οικονομική θεωρία, αν και ένα σημαντικό κομμάτι αυτής της θεωρίας έχει σίγουρα ποσοτικό χαρακτήρα. Ούτε θα πρέπει η οικονομετρία να ληφθεί ως συνώνυμο της εφαρμογής των μαθηματικών στην οικονομία. Κάθε μία από αυτές τις τρεις απόψεις, δηλαδή η στατιστική, η οικονομική θεωρία και τα μαθηματικά, είναι μια αναγκαία αλλά όχι από μόνη της επαρκής, προϋπόθεση για μια πραγματική κατανόηση των ποσοτικών σχέσεων της σύγχρονης οικονομικής ζωής. Είναι η ενοποίηση αυτών των τριών που αποτελεί την οικονομετρία.

Η οικονομετρική ανάλυση χωρίζεται σε τρεις κύριες κατηγορίες: την περιγραφή, την επεξεργασία και την πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών. Στο παρόν Κεφάλαιο γίνεται μια σύντομη αναφορά στους δύο πρώτους άξονες, αφού η πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών είναι εκτός σκοπού της παρούσης μελέτης. Η περιγραφή επιτυγχάνεται με τη βοήθεια διαφόρων γραφημάτων και της περιγραφικής στατιστικής και η επεξεργασία χρησιμοποιώντας κάποιες μορφές μοντέλα για να εξερευνηθούν οι μηχανισμοί δημιουργίας της χρονοσειράς.

3.1. Περιγραφή της εξαρτημένης μεταβλητής

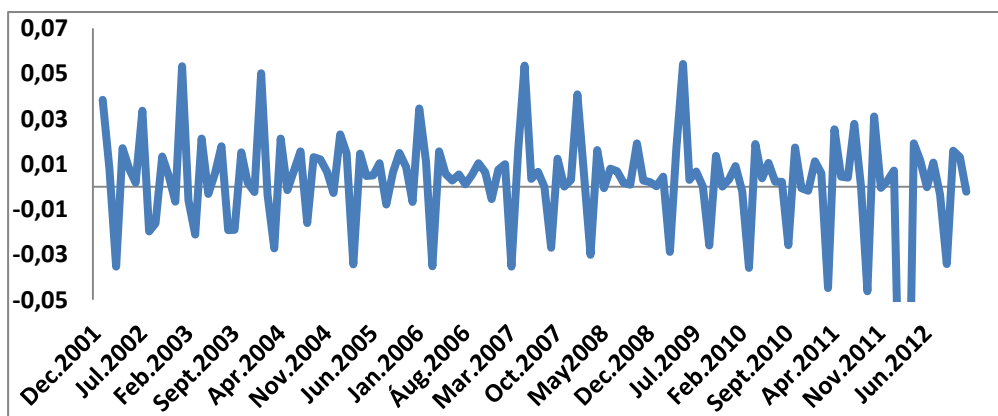
Στο παρακάτω γράφημα παρατηρούμε την διαχρονική εξέλιξη του βασικού μισθού στην Ελλάδα. Παρατηρούμε στο γράφημα ότι η συγκεκριμένη χρονοσειρά διέπεται από «τάση», δηλαδή δεν είναι στάσιμη ως προς την μέση τιμή. Είναι κοινή η αντίληψη σε πολλές τεχνικές χρονολογικών σειρών ότι τα δεδομένα πρέπει να είναι στάσιμα. Μια στάσιμη διαδικασία έχει την ιδιότητα ότι ο μέσος, η διασπορά και η αυτοσυσχέτιση δεν αλλάζουν με την πάροδο του χρόνου. Αυτοσυσχέτιση είναι η πολλαπλή συσχέτιση μίας μεταβλητής με τον εαυτό της και ένδειξη της είναι οι

επαναλαμβανόμενες συμπεριφορές (patterns). Η στατισσιμότητα του μέσου ελέγχεται με διαδικασίες που περιγράφονται στο Κεφάλαιο 4.



Γράφημα 3: Διαχρονική εξέλιξη βασικού μισθού στην Ελλάδα σε τιμές.

Όταν η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη, την μετασχηματίζουμε σε στάσιμη χρησιμοποιώντας λογαριθμικές διαφορές μέχρι αυτή να γίνει τελικά στάσιμη⁸ (Greene, 2008). Επομένως, προκύπτει μία νέα χρονοσειρά που φαίνεται στο παρακάτω γράφημα.



Γράφημα 4: Διαχρονική εξέλιξη βασικού μισθού στην Ελλάδα σε λογαριθμικές διαφορές.

Αφού ελέγξουμε την νέα χρονοσειρά για στασιμότητα στο μέσο, συνεχίζουμε ελέγχοντας για αυτοσυσχέτιση. Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στη μεταβλητή υποδηλώνει την χρήση αυτοπαλίνδρομων μοντέλων (Autoregressive Moving Average

⁸ Αυτό σημαίνει ότι παίρνουμε λογαριθμικές διαφορές όσες φορές χρειαστεί μέχρι οι σχετικοί έλεγχοι να υποδεικνύουν χρονοσειρά στάσιμη.

Models – ARMA Models), αφού η χθεσινή τιμή της μεταβλητής επηρεάζει την αυριανή. Τα ARMA(p, q) μοντέλα περιγράφονται ως εξής:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$
$$\varepsilon_t \sim IN(0, \sigma^2)$$

όπου Δy_t είναι οι λογαριθμικές διαφορές της εξαρτημένης μεταβλητής. Το μοντέλο αποτελείται από δύο μέρη, ένα αυτοπαλίνδρομο (AR) μέρος και ένα κινητού μέσου (MA) μέρος. Το μοντέλο συνήθως αναφέρεται ως ARMA (p, q) μοντέλο όπου p είναι ο βαθμός του αυτοπαλίνδρου μέρους και q είναι ο βαθμός του κινητού μέσου όρου. Οι χρονικές υστερήσεις των ARMA (p, q) μοντέλων χρησιμοποιούνται αφού ελαχιστοποιήσουν τις τιμές των Akaike και Scwhartz Information criterions που περιγράφονται στο Κεφάλαιο 5. Τα συγκεκριμένα μοντέλα είναι εκτός του σκοπού της παρούσας εργασίας, αφού ερευνάται η επίδραση του βασικού μισθού και του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση, και όχι η επίδραση της αυτοσυσχέτισης στην απασχόληση.

Αφού, ολοκληρώσουμε την ανάλυσή μας με την πρώτη ροπή της χρονοσειράς μας, δηλαδή τον μέσο, συνεχίζουμε την περιγραφή της στις επόμενες δύο ροπές, την διακύμανση και την ασυμμετρία. Συνεπώς, θα ελέγξουμε για στασιμότητα στην διακύμανση ή αλλιώς ομοσκεδαστικότητα. Ομοσκεδαστικότητα σε μία χρονοσειρά υφίσταται όταν παρατηρείται σταθερή διακύμανση. Αντίθετα, στην περίπτωση όπου στην χρονοσειρά υπάρχουν «πάτερνς» με χαμηλή διακύμανση και έπειτα υψηλή διακύμανση, τότε υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα την οποία ελέγχουμε με το Engle ARCH τεστ (Engle, 1982). Στο γράφημα 4 παρατηρούμε μία χρονοσειρά με ετεροσκεδαστικές επιδράσεις. Προκειμένου να διορθώσουμε την ετεροσκεδαστικότητα χρησιμοποιούμε τα GARCH (p, q) μοντέλα.

Μία άλλη σημαντική ροπή της κατανομής της χρονοσειράς είναι η Ασυμμετρία. Η Ασυμμετρία (ή Leverage effect) είναι η ασύμμετρη αρνητική συσχέτιση μεταξύ διακύμανσης και των τιμών των μεταβλητών. Οι Engle and Ng (1993) περιγράφουν αυτό το leverage effect διεξοδικά. Το Leverage effect παρουσιάζεται όταν μία απρόσμενη πτώση στις τιμές αυξάνει την διακύμανση περισσότερο από μία απρόσμενη αύξηση στις τιμές ίδιου μεγέθους και ελέγχουμε με

τα Engle and Ng (1993) τεστ. Προκειμένου να διορθώσουμε την ασυμμετρία χρησιμοποιούμε τα EGARCH (p, q) και GJR (p, q) μοντέλα.

3.2. Επεξεργασία της εξαρτημένης μεταβλητής.

Αναφορικά με την επεξεργασία των εξαρτημένων μεταβλητών, το σημαντικότερο εργαλείο ενός οικονομέτρη είναι η Παλινδρόμηση Ελαχίστων Τετραγώνων (Ordinary Least Squares Regression - OLS), η οποία περιγράφεται ως εξής:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= a_0 + b\Delta X_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim IN(0, \sigma^2)\end{aligned}\tag{2}$$

Κάποιες από τις σημαντικότερες παραδοχές της παλινδρόμησης ελαχίστων τετραγώνων είναι η ανεξαρτησία των μεταβλητών, η ομοσκεδαστικότητα, η μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα και η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν κανονική κατανομή. Πολλές από αυτές τις υποθέσεις δεν συναντώνται συχνά στην χρονολογικές σειρές οικονομικών μεταβλητών. Η οικονομετρική επιστήμη έχει εξελίξει τεχνικές που ελέγχουν τις παραπάνω υποθέσεις και προτείνει μηχανισμούς που διορθώνουν τις ανισοροπίες. Πιο συγκεκριμένα, για την ανεξαρτησία των μεταβλητών και την μη αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων θα αναφερθούμε στο Κεφάλαιο 5.3, για την ομοσκεδαστικότητα αναφερθήκαμε παραπάνω, ενώ στο Κεφάλαιο 5.2 θα εμβαθύνουμε και αξίζει να σημειώσουμε κάποιες παρατηρήσεις για την κανονική κατανομή. Σύμφωνα με την θεωρία των κατανομών, σε μία γραμμική σχέση όταν η εξαρτημένη μεταβλητή δεν ακολουθεί κατανομή κατανομή, τότε και τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης δεν ακολουθούν κανονική κατανομή. Στα παρακάτω κεφάλαια περιγράφουμε τους ελέγχους για την κανονικότητα των μεταβλητών και τους μηχανισμούς που μοντελοποιούμε, όταν η μεταβλητή ακολουθεί κατανομή διαφορετική της κανονικής.

4. Δεδομένα

Στο πλαίσιο της παρούσης μελέτης, τα δεδομένα προς επεξεργασία αποτελούνται από 133 μηνιαίες παρατηρήσεις, οι οποίες αφορούν το διάστημα Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριος 2012 και αφορούν 7 χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Για την ακρίβεια οι 6 από αυτές ανήκουν στην Ευρωζώνη και η μια εκτός αυτής, μιας και διατηρεί ακόμη το εθνικό της νόμισμα. Οι χώρες που περιγράφονται παραπάνω είναι οι εξής: Ελλάδα, Γαλλία, Ιρλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο (εκτός Ευρωζώνης) και Ολλανδία.

Κριτήριο για την επιλογή τους αποτέλεσε το γεγονός ότι οι συγκεκριμένες χώρες έχουν θεσμοθετήσει σε κλαδικό και επιχειρησιακό επίπεδο το ύψος βασικού μισθού, ως αποτέλεσμα των προτάσεων και των συλλογικών διαπραγματεύσεων των κοινωνικών συνομιλητών. Δεύτερο κριτήριο για την επιλογή του δείγματος είναι η ομάδα στην οποία ανήκουν βάση του επιπέδου κατώτατων αποδοχών. Συγκεκριμένα, η πρώτη ομάδα περιλαμβάνει χώρες με τις χαμηλότερες κατώτατες αποδοχές, μεταξύ 100 ευρώ και 400 ευρώ μηνιαίως: Βουλγαρία, Ρουμανία, Λιθουανία, Εσθονία, Λετονία, Ουγγαρία, Σλοβακία, Τσεχική Δημοκρατία, Πολωνία, και Κροατία. Η δεύτερη ομάδα περιλαμβάνει πέντε κράτη μέλη (Πορτογαλία, Μάλτα, Σλοβενία, Ισπανία και Ελλάδα), από μόλις πάνω από τα 550 ευρώ έως μόλις κάτω από τα 900 ευρώ μηνιαίως. Η τρίτη ομάδα περιλαμβάνει έξι κράτη μέλη (Ηνωμένο Βασίλειο, Γαλλία, Ολλανδία, Βέλγιο, Ιρλανδία και Λουξεμβούργο) στα οποία οι κατώτατες αποδοχές είναι άνω των 1.000 ευρώ μηνιαίως (Eurostat, 2013). Τρίτο κριτήριο για την επιλογή των δεδομένων ήταν η οικονομική δυσχέρεια τριών χωρών της Ευρωζώνης, γεγονός που τις οδήγησε σε μηχανισμούς στήριξης όπως το Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, η Ευρωπαϊκή Επιτροπή, και η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα. Πρόκειται για την Ελλάδα, την Ιρλανδία και την Πορτογαλία, ενώ αξίζει να σημειωθεί ότι η Ισπανία κατέφυγε σε κύκλο συζητήσεων με τους εν λόγω μηχανισμούς, ωστόσο προς το παρόν δεν αξιοποίησε την βοήθειά τους.

Η βάση δεδομένων διαμορφώθηκε από έγκυρα στατιστικά στοιχεία οικονομικών και δημογραφικών μεγεθών, όπως αυτά αναφέρονται σε επίσημους εθνικούς και ευρωπαϊκούς φορείς, δηλ. Ελληνική Στατιστική Αρχή (ΕΛ.ΣΤΑΤ.), Τράπεζα της Ελλάδος, Γαλλική Στατιστική Αρχή (National Institute of Statistics and

Economic Studies - INSEE), Ιρλανδική Στατιστική Αρχή (Central Statistics Office), Πορτογαλική (Instituto Nacional de Estatística), Ισπανική (Instituto Nacional de Estadística), Αγγλική (UK National Statistics), Ολλανδική (Statistics Netherlands) και η EUROSTAT (EUROPEAN COMMISSION).

Στους Πίνακες 1-7, παρουσιάζονται τα περιγραφικά χαρακτηριστικά των μεταβλητών που μας απασχόλησαν.

Προκειμένου να εξετασθεί η σχέση του βασικού (κατώτατου) μισθού κάθε χώρας i , στο υπό εξέταση διάστημα, με το επίπεδο απασχόλησης ήταν απαραίτητος ο ορισμός των παρακάτω μεταβλητών:

MW_{it} , ΔTK_{it} , $*RMW_{it}$, $Total_Population_{it}$, $Teens_Ratio_{it}$, $*Teens_Population_{it}$, $*Employed_24_{it}$, $Unemployed_24_{it}$, UI_{it} , $CONS_{it}$, GDP_{it} , $*RGDP_{it}$ η συμπεριφορά των οποίων θα επηρέαζε ή όχι, περισσότερο ή λιγότερο την προς εξέταση μεταβλητή: $*EMPTEENS_{it}$. Σημειώνεται ότι οι μεταβλητές με αστερίσκο προέκυψαν κατόπιν επεξεργασίας δημοσιευμένων στοιχείων και απαραίτητων υπολογισμών.

Εξαρτημένη Μεταβλητή

Για τις ανάγκες της έρευνας, κατασκευάστηκε δείκτης που απεικονίζει το ποσοστό των απασχολούμενων εφήβων ως μέρος του συνολικού πληθυσμού των εφήβων, για κάθε χώρα – μέλος, i την χρονική στιγμή, t : $Employment_Teens_to_population_{it}$ ($EMPTEENS_{it}$). Σύμφωνα με την διεθνή βιβλιογραφία, οι έφηβοι θεωρούνται οι πλέον χαμηλόμισθοι, επομένως μια μεταβολή του βασικού μισθού είναι πιθανότερο να τους επηρεάσει σε σχέση με την μερίδα των υψηλόμισθων εργαζομένων (Brown et al., 1982, Abowd et al., 1999, OECD, 1998, Brown, 1999, Dolado, 2000 and Sen et al., 2011, Rycx and Kampelmann, 2012).

Ανεξάρτητες Μεταβλητές

Η μεταβλητή MW_{it} συμβολίζει τον θεσμοθετημένο κατώτατο μισθό στην χώρα – μέλος, i , στον χρόνο t , ενώ στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιείται ο πραγματικός (αποπληθωρισμένος) βασικός μισθός, δηλ. η μεταβλητή RMW_{it} . ($RMW_{it} = MW_{it} / (1 + \ln \Delta TK_{it})$), όπου $\ln \Delta TK_{it}$, εκφράζει τις λογαριθμικές διαφορές του δείκτη τιμών

καταναλωτή (πληθωρισμός). Η συγκεκριμένη μεταβλητή αποτελεί τον κύριο προσδιοριστικό παράγοντα της συμπεριφοράς της εξαρτημένης μεταβλητής των μοντέλων που θα παρουσιάσουμε παρακάτω. Επιπρόσθετα, χρησιμοποιούνται το ποσοστό των ανέργων ηλικίας 15-24 στον συνολικό πληθυσμό (UI_{it}) και το πραγματικό Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν ($RGDP_{it}$), ώστε να αντικατοπτρίζεται ο οικονομικός κύκλος της χώρας- μέλος i . Οι παραπάνω μεταβλητές χρησιμεύουν στην ποσοτικοποίηση των επιδράσεων των οικονομικών συνθηκών στην απασχόληση των εφήβων. Τέλος, η συγκεκριμένη έρευνα καινοτομεί ως προς το σύνολο της υπάρχουσας βιβλιογραφίας προσθέτοντας έναν επιπλέον προσδιοριστικό παράγοντα για την απασχόληση των νέων ηλικίας 15-24. Τον εν λόγω παράγοντα περιγράφει η μεταβλητή, $CONS_{it}$, που απεικονίζει τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης της χώρας- μέλος i .

Επιλέγουμε τις συγκεκριμένες οικονομικές μεταβλητές μιας και έχουν βρεθεί να προσδιορίζουν την απασχόληση των εφήβων (βλέπε για παράδειγμα, [Sen et al., 2011](#)).

Στο Γράφημα 5 απεικονίζεται η διαχρονική εξέλιξη στο υπό εξέταση διάστημα της εξαρτημένης μεταβλητής, $EMPTENS_{it}$, για τις 7 χώρες του δείγματος.

Στην Ελλάδα, είναι εμφανής η έντονα φθίνουσα πορεία του δείκτη. Παρά την μικρή ανάκαμψη κατά την περίοδο των Ολυμπιακών Αγώνων του 2004, στα τέλη του 2008 παρατηρείται ακόμη πιο έντονη πτώση, γεγονός που συνάδει με την ανάγκη δημοσιονομικής εξυγίανσης της χώρας. Οι συζητήσεις και τελικά η ένταξη της χώρας σε ευρωπαϊκούς και διεθνείς μηχανισμούς στήριξης μείωσαν την απασχόληση των νέων έως 24 ετών, από 25% στο 10%. Με άλλα λόγια, ενώ στα τέλη του 2001, λίγο μετά την είσοδο της χώρας στην Ευρωπαϊκή Ένωση, ένας στους τέσσερις νέους εργαζόταν, 11 χρόνια αργότερα ο αντίκτυπος της οικονομικής ύφεσης, επιτρέπει την εργασία σε μόλις έναν νέο ανάμεσα σε δέκα.

Στην περίπτωση της Γαλλίας το ισχυρό μέγεθος της οικονομίας (μέσος όρος ΑΕΠ στην υπό μελέτη περίοδο 445 εκατομμύρια⁹) συνδυαστικά με την δημοσιονομική πολιτική και την είσοδο της χώρας στην Ευρωζώνη, προσδίδουν στην απασχόληση των νέων σταθεροποιητική συμπεριφορά. Φυσικά, η ύφεση ενόχλησε και αυτή την οικονομία, όμως τα σημάδια δεν είναι έντονα. Είναι χαρακτηριστικό ότι

⁹ Για την Ελλάδα η αντίστοιχη τιμή είναι 50 εκατομμύρια.

στα τέλη του 2001, ένας στους τρεις Γάλλους εργαζόταν ενώ τον Ιούνιο του 2012 ο δείκτης απασχόλησης σημείωσε μια ελάχιστη πτώση των 0,3 μονάδων εμφανή τάση ανάκαμψης τα επόμενα χρόνια.

Η Ιρλανδία, εγκαταλείποντας την ιρλανδική λίρα, και υιοθετώντας στις συναλλαγές της το "€", κατόρθωσε ως το α' τρίμηνο του 2008 να διατηρήσει αρκετά σταθερή πορεία στην εξέλιξη της απασχόλησης των νέων. Ωστόσο, το 2010 ήρθε αντιμέτωπη με την παγκόσμια χρηματοπιστωτική κρίση, οι επιπτώσεις της οποίας στην απασχόληση ήταν αρνητικές και εμφανείς σχεδόν δύο χρόνια νωρίτερα. Οι υπουργοί Οικονομικών της ΕΕ ενέκριναν στις 21 Νοεμβρίου 2010, τριετές πρόγραμμα, ύψους σχεδόν 90 δισ. ευρώ, για οικονομική στήριξη της Ιρλανδίας έπειτα από αίτημα της ίδιας της χώρας για ένταξη στον μηχανισμό στήριξης, με αποτέλεσμα πλέον να απασχολείται ένας στους 4 νέους από έναν στους δύο το διάστημα πριν την ύφεση.

Παρατηρώντας το σχετικό γράφημα για την Πορτογαλία είναι εμφανής η πτωτική τάση του επιπέδου της απασχόλησης των νέων, στο υπό εξέταση διάστημα. Παρά την φθίνουσα οικονομικής της πορεία, αφού στα τέλη του 2010 φτάνει να πληρώνει επιτόκιο 7% στις αγορές για τα ομόλογά της, αξίζει να σημειωθεί ότι η καθοδική πορεία του δείκτη της απασχόλησης πραγματοποιείται πιο ομαλά σε σύγκριση με την περίπτωση της Ελλάδας. Τα μέτρα λιτότητας που ελήφθησαν ώστε να περιορίσει το έλλειμμά της και να είναι συνεπής απέναντι στους δανειστές της οδήγησαν την απασχόληση των νέων από 45% στα τέλη του 2001, στο 20% στα τέλη του 2012.

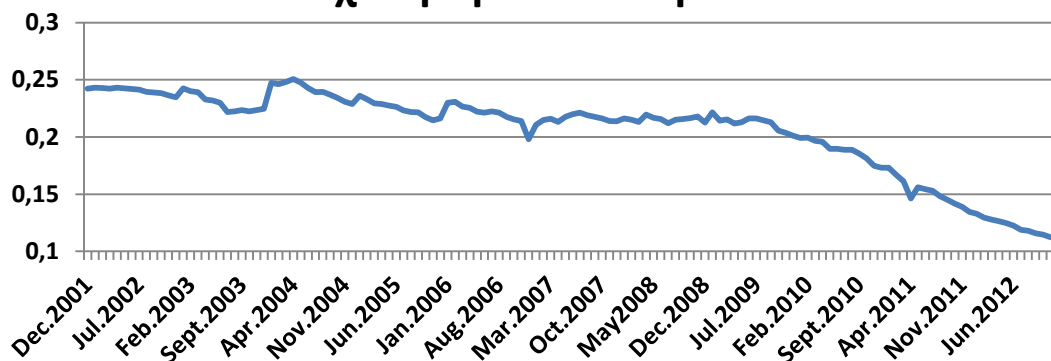
Ο δείκτης απασχόλησης των νέων στην Ισπανία διαγράφει αρκετά σταθερή πορεία μέχρι το β' εξάμηνο του 2007. Παρά ταύτα ως μέλος της Ευρωζώνης, η ισπανική οικονομία δεν μένει ακλόνητη από τον αντίκτυπο της χρηματοοικονομικής κρίσης. Στο πλαίσιο των μέτρων για το περιορισμό του ελλείμματος και για την κρατικοποίηση των υπερχρεωμένων τραπεζών η πτώση του δείκτη είναι ξεκάθαρη κυρίως από τα τέλη του 2008, με την τιμή τέλος του 2012 να φθάνει το 15%. Δηλαδή, στην Ισπανία, την δεύτερη χώρα σήμερα στην Ευρωζώνη με την υψηλότερη ανεργία, μόλις ένας στους πέντε νέους είχε την δυνατότητα να εργασθεί στα τέλη του 2012.

Στην περίπτωση της Αγγλίας, χώρα που ανήκει στην Ευρωπαϊκή Ένωση των

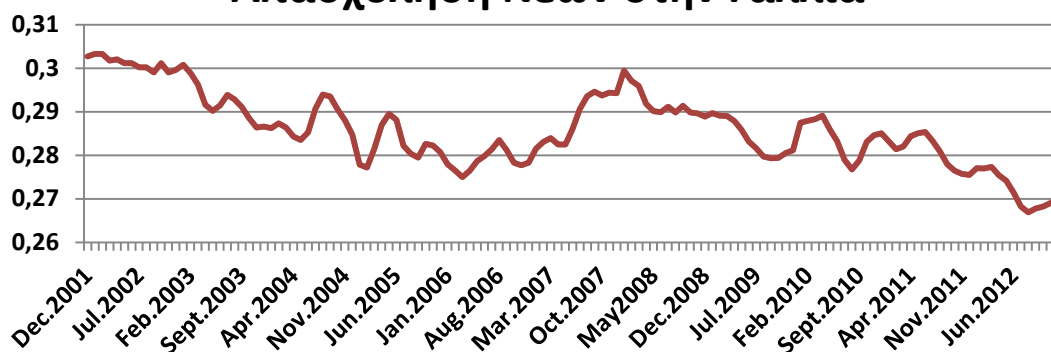
27 κρατών-μελών αλλά διατηρεί ακόμη το νόμισμά της, ο δείκτης της απασχόλησης των νέων κάτω των 24 ετών έχει φθίνουσα πορεία αλλά όχι θορυβώδη. Από τον Δεκέμβριο του 2011 μέχρι τον Δεκέμβριο του 2012, ο δείκτης "έχασε" 0.12 μονάδες, πιθανή συνέπεια της χρηματοπιστωτικής ύφεσης. Παρά το γεγονός ότι στα τέλη του 2012, ένας στους τρεις Άγγλους είχε την δυνατότητα να αναζητήσει επιτυχώς εργασία, η τιμή φαίνεται να βελτιώνεται από τα τέλη του 2012.

Τέλος, στην Ολλανδία, εκπρόσωπος της βόρειας Ευρώπης, παρατηρούνται πρωτοφανείς τιμές για το ύψος του δείκτη, ο οποίος σημειώνει πτωτική πορεία, αλλά χωρίς μεγάλες αποκλίσεις. Το εντυπωσιακότερο στην συγκεκριμένη οικονομία είναι ότι έξι στους δέκα νέους εργάζονται, γεγονός που μαρτυρά εύστοχη δημοσιονομική πολιτική, παρά το δυσμενές ευρωπαϊκό οικονομικό κλίμα.

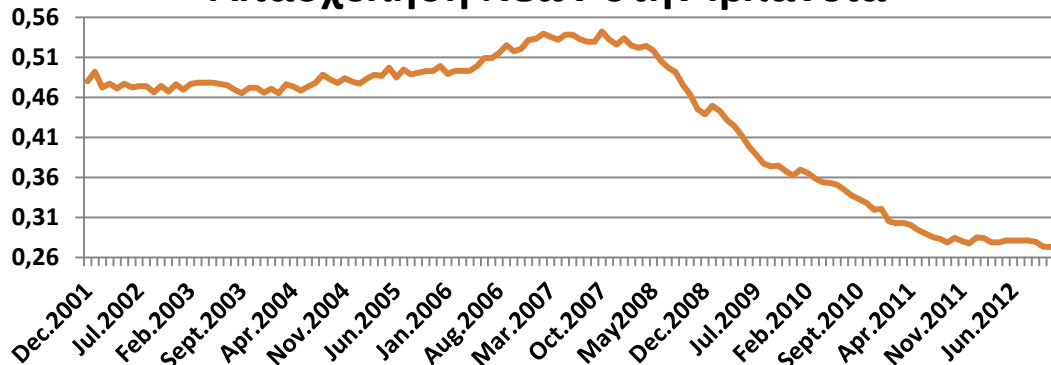
Απασχόληση Νέων στην Ελλάδα



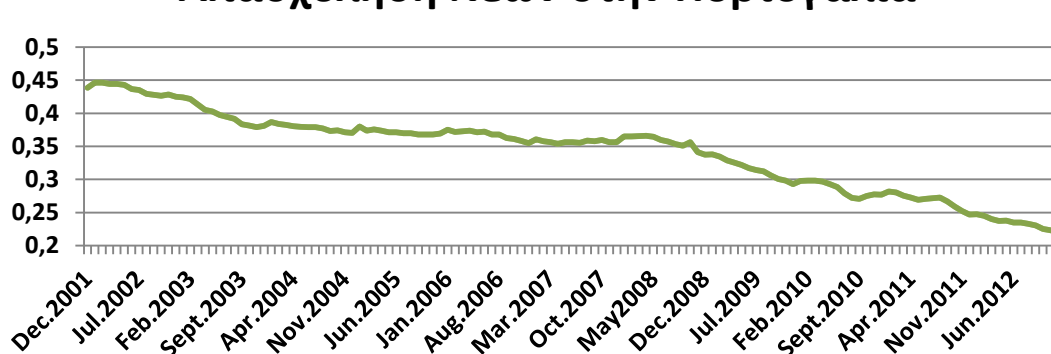
Απασχόληση Νέων στην Γαλλία

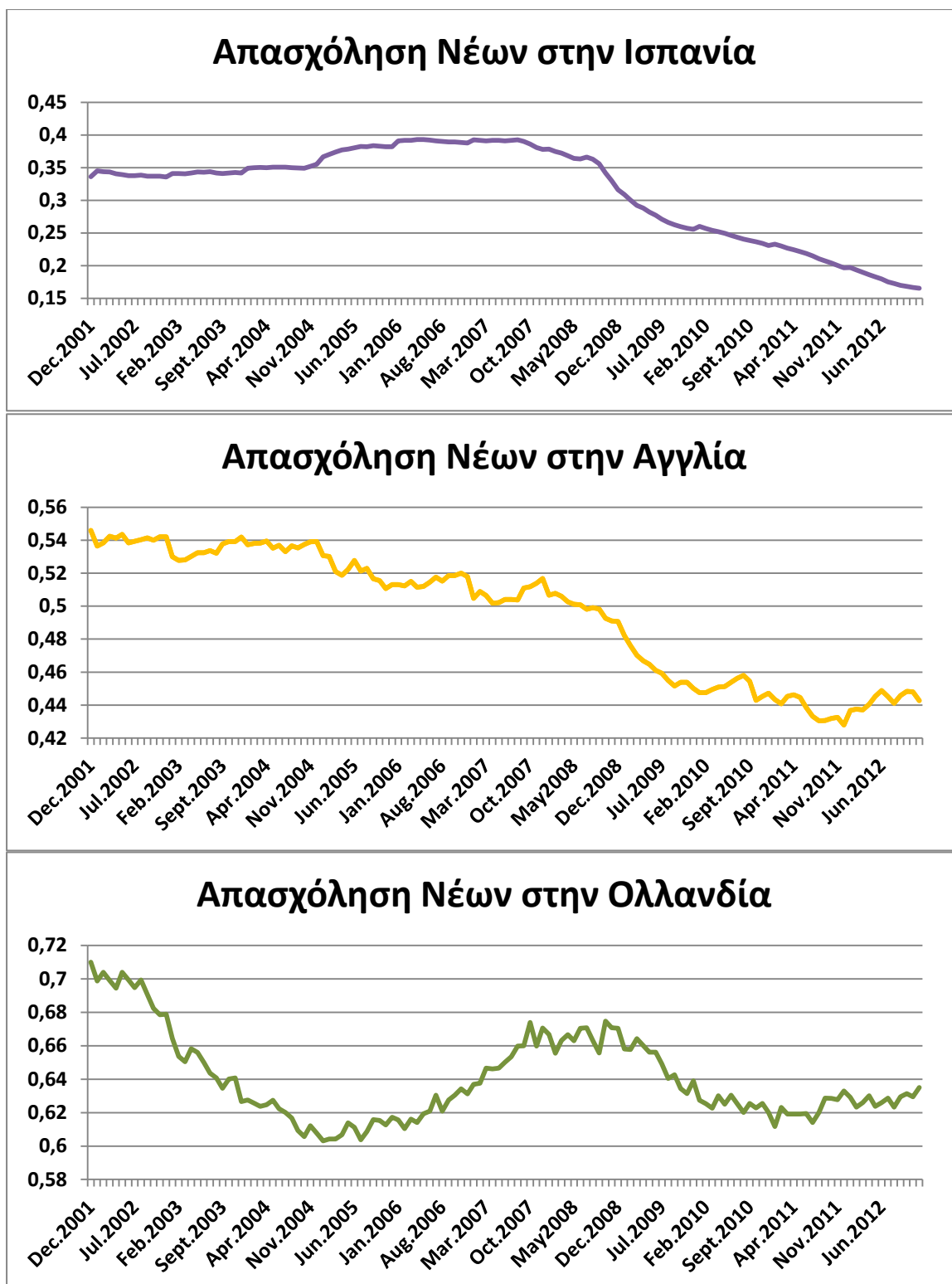


Απασχόληση Νέων στην Ιρλανδία



Απασχόληση Νέων στην Πορτογαλία





Γράφημα 5: Διαχρονική εξέλιξη της απασχόλησης των νέων ως προς τον πληθυσμό των νέων 15-24 από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.

Στο Γράφημα 6, παρουσιάζεται ο πραγματικός βασικός μισθός, ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Ελλάδα κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Παρατηρούμε ότι ο πραγματικός βασικός μισθός έχει ανοδική τάση μέχρι τον Φεβρουάριο του 2012, οπότε σημειώνεται ραγδαία πτώση και σταθεροποίηση για τις υπόλοιπες παρατηρήσεις. Διαγραμματικά, η συμπεριφορά αυτή εξηγείται αφού η Ελλάδα, στο πλαίσιο των Μνημονιακών Συμφωνιών, υπέστη ξεκάθαρη πίεση από τους δανειστές της (Ευρωπαϊκή Επιτροπή και Διεθνές Νομισματικό Ταμείο) να λάβει αυστηρά μέτρα οικονομικής εξυγίανσης μεταξύ των οποίων και η τοποθέτηση του βασικού μισθού σε χαμηλότερα επίπεδα. Είναι χαρακτηριστικό ότι το β' εξάμηνο του 2009 ο βασικός μισθός ήταν 739.56 € ενώ το αντίστοιχο διάστημα του 2012 διαμορφώθηκε στα 568.08 €.

Σαφώς, η αισιοδοξία των Ελλήνων καταναλωτών σημειώνει φθίνουσα πορεία ως απάντηση στην οικονομική και κοινωνική αβεβαιότητα που δημιουργήσε η παγκόσμια στεγαστική κρίση, γεγονός που κατέδειξε και το τεράστιο δημοσιονομικό έλλειμμα της χώρας. Συνέπεια αυτών, οι Έλληνες ένιωσαν ανασφαλείς όχι μόνο σχετικά με την οικονομική τους κατάσταση (τρέχουσα και μελλοντική) και την οικονομική σταθερότητα της χώρας, αλλά και ως προς την δυνατότητά τους να διασφαλίσουν τις θέσεις εργασίας τους.

Η πρόθεση των καταναλωτών για περισσότερη αποταμίευση παρά κατανάλωση σε καιρούς οικονομικής κρίσης απεικονίζεται ξεκάθαρα στο σχετικό γράφημα για το ΑΕΠ. Ο απόηχος ενός σημαντικού γεγονότος, η διεξαγωγή των «Ολυμπιακών Αγώνων 2004», παρά την ανάκαμψη εκείνο το διάστημα, δεν ήταν ισχυρός. Μόλις 4 χρόνια αργότερα, η οικονομία της Ελλάδας χαρακτηρίζεται από μειωμένη παραγωγική δραστηριότητα.

Στο Γράφημα 7, παρουσιάζεται ο πραγματικός βασικός μισθός, ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Γαλλία κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Ο πραγματικός βασικός μισθός παρουσιάζει ανοδική πορεία και δείχνει να διαμορφώνει σταθεροποιητική τάση από το β' εξάμηνο του 2012. Η γραφική απεικόνιση της μεταβλητής συνάδει με την ισχύουσα νομοθεσία περί ετήσιας πληθωριστικής αναπροσαρμογής βασικού μισθού στην Γαλλία.

Η εκλογική περίοδος 2007, στην Γαλλική Δημοκρατία και τα αποτελέσματα αυτής διαμόρφωσαν αισιόδοξο κλίμα στους Γάλλους καταναλωτές, το οποίο έως τότε ήταν αρκετά συγκρατημένο. Ωστόσο η οικονομική αβεβαιότητα λόγω της χρηματοπιστωτικής κρίσης, δημιουργεί έντονο κλίμα ανασφάλειας στα τέλη του 2008. Παρ' όλα αυτά η ευρωπαϊκή στήριξη στις οικονομικά ευάλωτες χώρες της Ευρωζώνης, φαίνεται να διασφαλίζει την βιωσιμότητα της Ευρωπαϊκής κοινότητας με αποτέλεσμα το καταναλωτικό κλίμα στην Γαλλία να επανέρχεται και η παραγωγική δραστηριότητα να διατηρείται σε υψηλά επίπεδα.

Το Γράφημα 8, απεικονίζει τον πραγματικό βασικό μισθό, τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Ιρλανδία κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Σύμφωνα με την διαγραμματική απεικόνιση, ο πραγματικός βασικός μισθός στην Ιρλανδία ακολουθούσε ανοδική πορεία ως το γ' τρίμηνο του 2007, ενώ από το 2008, λόγω της κρίσης του χρηματοπιστωτικού συστήματος και των επακόλουθων μέτρων λιτότητας σταθεροποιήθηκε στα 1461.85 €. Στο πλαίσιο εξορθολογισμού των δημοσίων δαπανών, επιβάλλονται φόροι στο σύνολο του πληθυσμού και προωθούνται επώδυνες αλλαγές στις εργασιακές σχέσεις με άμεση επίδραση στην καταναλωτική εμπιστοσύνη των Ιρλανδών. Γεγονός που σημειώνεται και στο γράφημα της παραγωγικής δραστηριότητας για το διάστημα 2007 - 2012. Οι Ιρλανδοί με εμφανή την απειλή της ανεργίας, προσαρμόζονται στις συνθήκες λιτότητας και περιορίζουν τις καταναλωτικές τους συνήθειες.

Στο Γράφημα 9, παρουσιάζεται ο πραγματικός βασικός μισθός, ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Πορτογαλία κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Η Πορτογαλία, η τρίτη χώρα που προσέφυγε στον μηχανισμό στήριξης της τρόικα και έβαλε την υπογραφή της στο μνημόνιο συνεργασίας παρουσιάζει ανοδική εξέλιξη στον βασικό μισθό στο υπό εξέταση διάστημα. Οι διαρθρωτικές αλλαγές που επίμονα απαιτούσαν οι πιστωτές και οι εταίροι συγκράτησαν μια απότομη και αισθητή πτώση των βασικών αποδοχών. Είναι αξιοσημείωτη η προσπάθεια να παραμείνει ανταγωνιστική οικονομία συγκρατώντας σταθερό το μέγεθος του ΑΕΠ. Χαρακτηριστικά, την τελευταία δεκαετία σημειώνει σημαντική πρόοδο στις εξαγωγές

ακόμη και μετά το ξέσπασμα της οικονομικής κρίσης.

Παρά τις επευφημίες των εταίρων όμως για την πιστή τήρηση του προγράμματος, το διάγραμμα της καταναλωτικής εμπιστοσύνης μαρτυρά ότι οι Πορτογάλοι δεν δείχνουν να συμμερίζονται την διάχυτη αισιοδοξία και είναι συγκρατημένοι σχετικά με την πορεία της πορτογαλικής οικονομίας, άρα και της προσωπικής τους οικονομικής κατάστασης.

Στο Γράφημα 10, απεικονίζεται ο πραγματικός βασικός μισθός, ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Ισπανία κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Παρατηρούμε ότι ο πραγματικός βασικός μισθός έχει ανοδική πορεία μέχρι τα τέλη του 2010, οπότε σημειώνεται σταθεροποιητική τάση για τις υπόλοιπες παρατηρήσεις. Διαγραμματικά, η συμπεριφορά αυτή οφείλεται στην ετήσια πληθωριστική αναπροσαρμογή του βασικού μισθού βάση της ισχύουσας νομοθεσίας. Είναι φυσικά εμφανές ότι η σταθεροποιητική τάση απεικονίζεται από τα τέλη του 2008 και έπειτα, οπότε η οικονομική κρίση έχει πλέον εγκατασταθεί στην Ευρώπη.

Η παγκόσμια ύφεση και οι συνεχείς συζητήσεις της Ισπανίας με τους εταίρους και τους εκπροσώπους του ΔΝΤ, κατέστησαν τις εκτιμήσεις των Ισπανών σχετικά με την οικονομική τους κατάσταση (τρέχουσα και μελλοντική) και την οικονομική σταθερότητα της χώρας, ιδιαίτερα απαισιόδοξες. Ενώ το ΑΕΠ σημειώνει ανοδική πορεία από τον Δεκέμβριο του 2001 και λόγω της οικονομικής αβεβαιότητας, η παραγωγική δραστηριότητα φαίνεται να κλονίζεται στα τέλη του 2008, διαγράφοντας από εκείνη την χρονική περίοδο και έπειτα σταθερή πορεία.

Το Γράφημα 11, απεικονίζει τον πραγματικό βασικό μισθό, τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για το Ηνωμένο Βασίλειο κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Σύμφωνα με την διαγραμματική απεικόνιση, ο πραγματικός βασικός μισθός στην Αγγλία ακολουθεί ανοδική πορεία ως αποτέλεσμα της αναπροσαρμογής του μισθού στις ετήσιες διαφορές των τιμών. Έτσι, ο κατώτατος μισθός στην Αγγλία τον Δεκέμβρη του 2001 ήταν 754.8 στερλίνες, ενώ τον Δεκέμβριο του 1,256.71 στερλίνες.

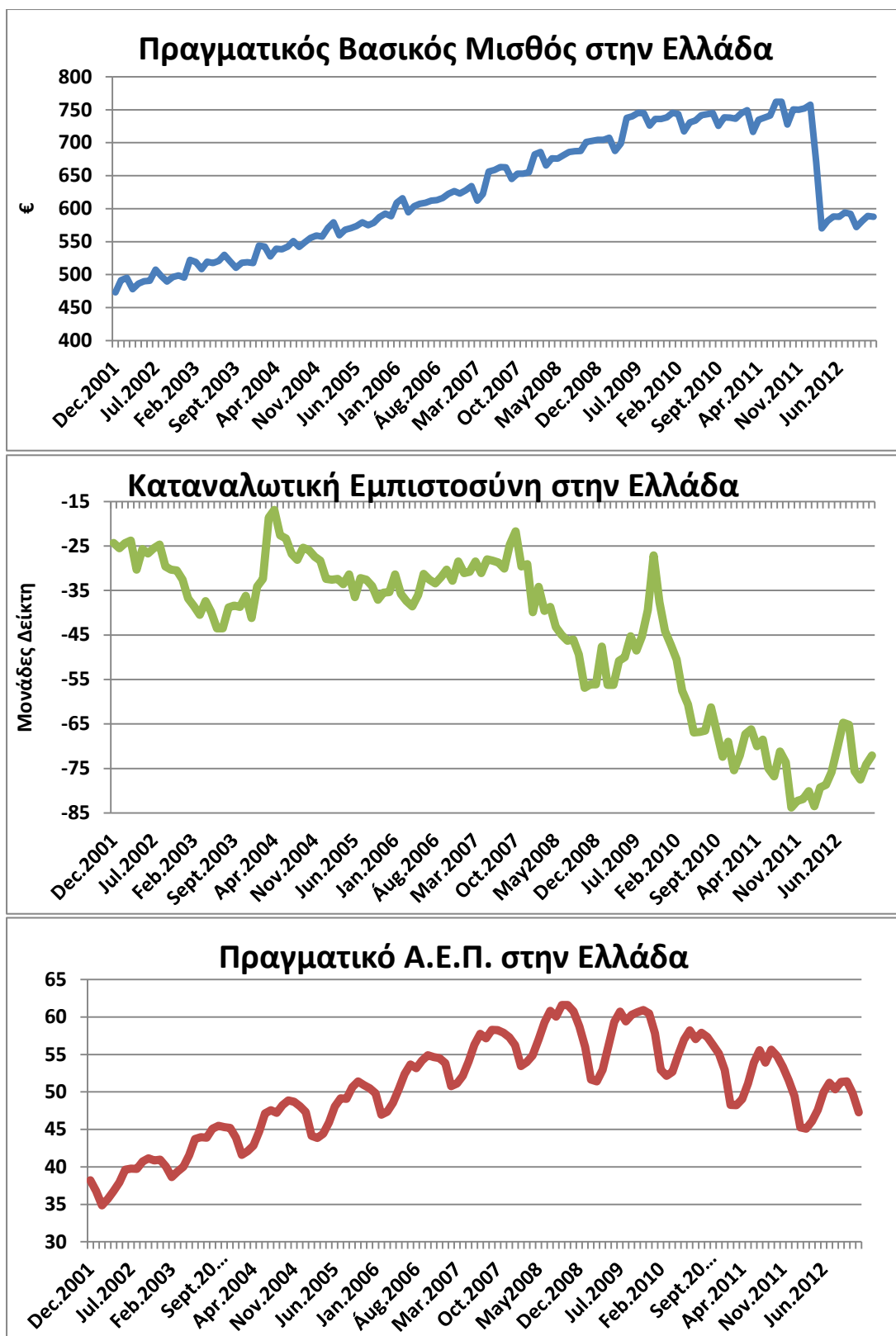
Είναι άξια λόγου η έντονη πτώση της καταναλωτικής εμπιστοσύνης τον

Δεκέμβριο του 2008, ως αντίκτυπος της οικονομικής και κοινωνικής αβεβαιότητας. Οι Άγγλοι δεν κατάφεραν να μείνουν αδιάφοροι απέναντι στο δυσμενές οικονομικό κλίμα που επιφύλασσε σκληρά μέτρα εξυγίανσης για ορισμένα κράτη-μέλη. Γεγονός που σημειώνεται και στο γράφημα της παραγωγικής δραστηριότητας για την ίδια χρονική περίοδο.

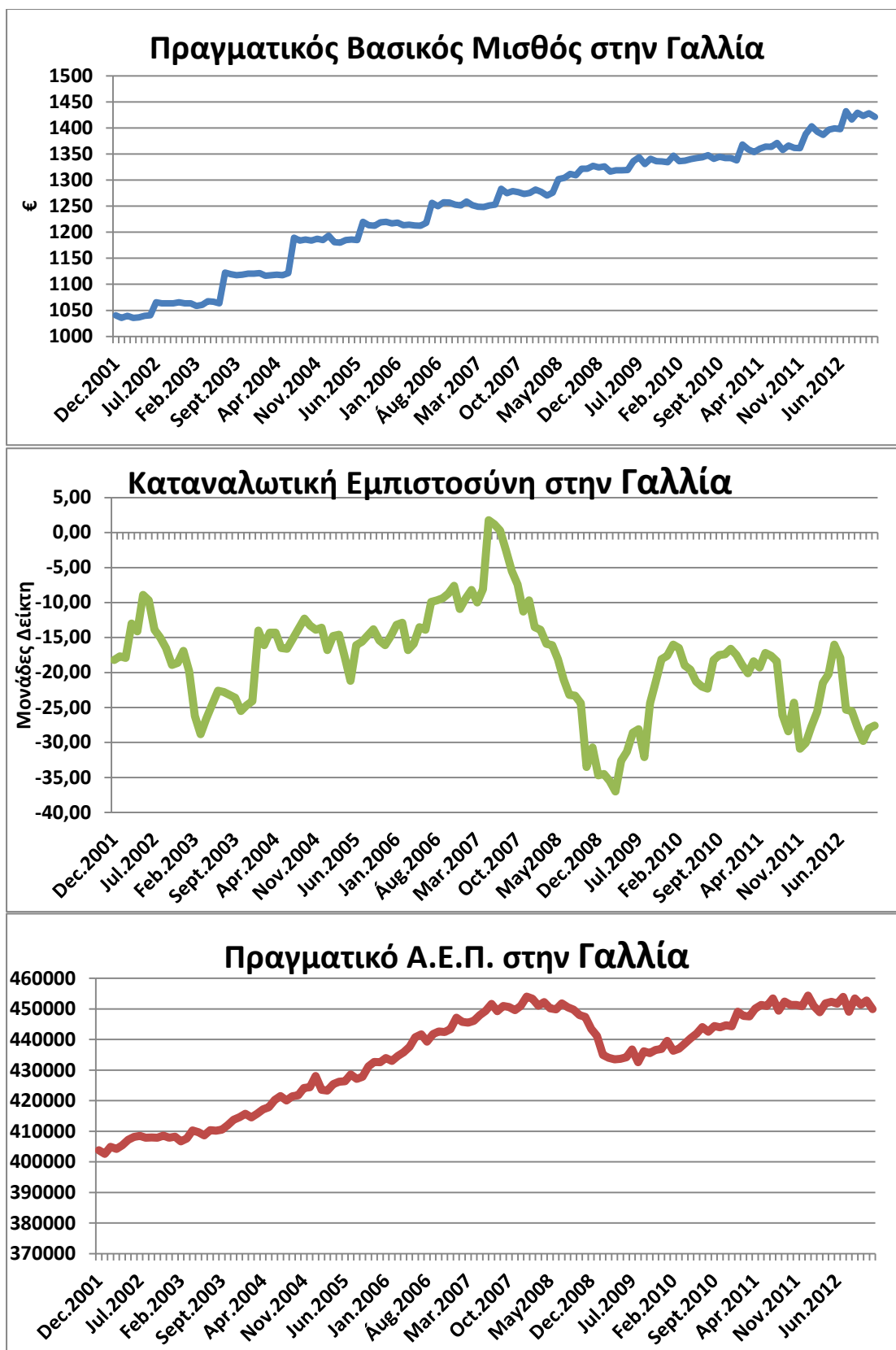
Στο Γράφημα 12, παρουσιάζεται ο πραγματικός βασικός μισθός, ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και το πραγματικό εισόδημα για την Ολλανδία κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001 έως τον Δεκέμβριο 2012.

Ο πραγματικός βασικός μισθός ακολουθεί ανοδική πορεία και η γραφική απεικόνιση της μεταβλητής συνάδει με την ισχύουσα νομοθεσία περί ετήσιας πληθωριστικής αναπροσαρμογής του βασικού μισθού στην Ολλανδία. Τον Δεκέμβριο του 2001 ένας απασχολούμενος Ολλανδός που αμειβόταν με τον βασικό μισθό, κέρδιζε 1,180.4 €, ενώ τον Δεκέμβριο του 2012, κέρδιζε 1,456.2 €.

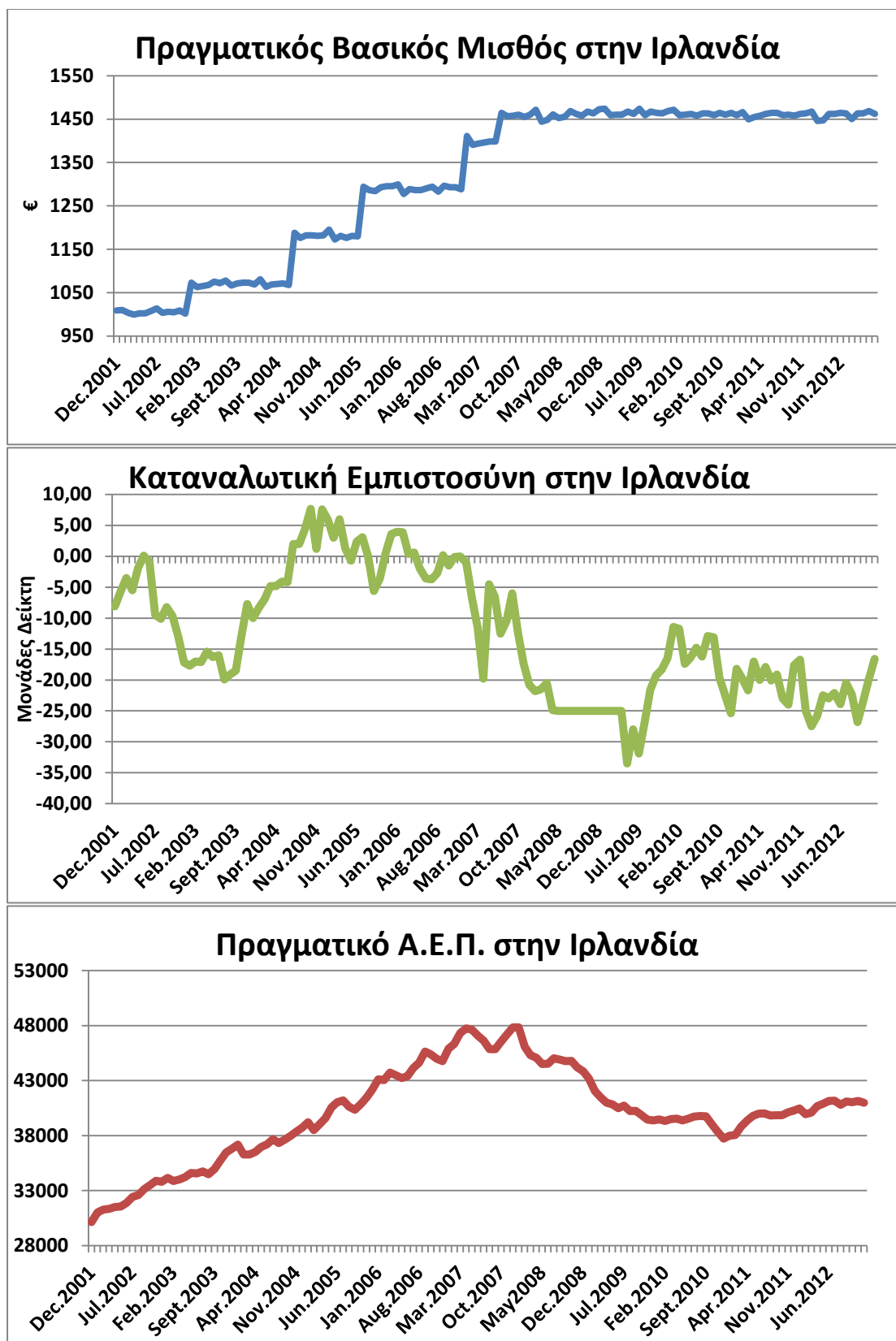
Η αίσθηση των Ολλανδών σχετικά με την προσωπική και γενικότερη οικονομική κατάσταση επηρεάζεται έντονα από τις συνθήκες οικονομικής ανασφάλειας που επικρατούν παγκοσμίως, λόγω της ύφεσης του 2001 και αυτής του 2007 που έθεσε και σε κίνδυνο την Ευρώπη ως οικονομική δύναμη. Η παγκόσμια οικονομική ύφεση που ξεκίνησε το 2001, ήταν μία από τις αιτίες της συρρίκνωσης της οικονομίας της Ολλανδίας στα τέλη του 2002 και στις αρχές του 2003, παρά ταύτα στο υπό μελέτη διάστημα παρατηρείται ανοδική πορεία στο πραγματικό εισόδημα. Ωστόσο, μια σχετική πτώση ήταν αναπόφευκτη εξαιτίας των επιδράσεων της οικονομικής κρίσης του 2007.



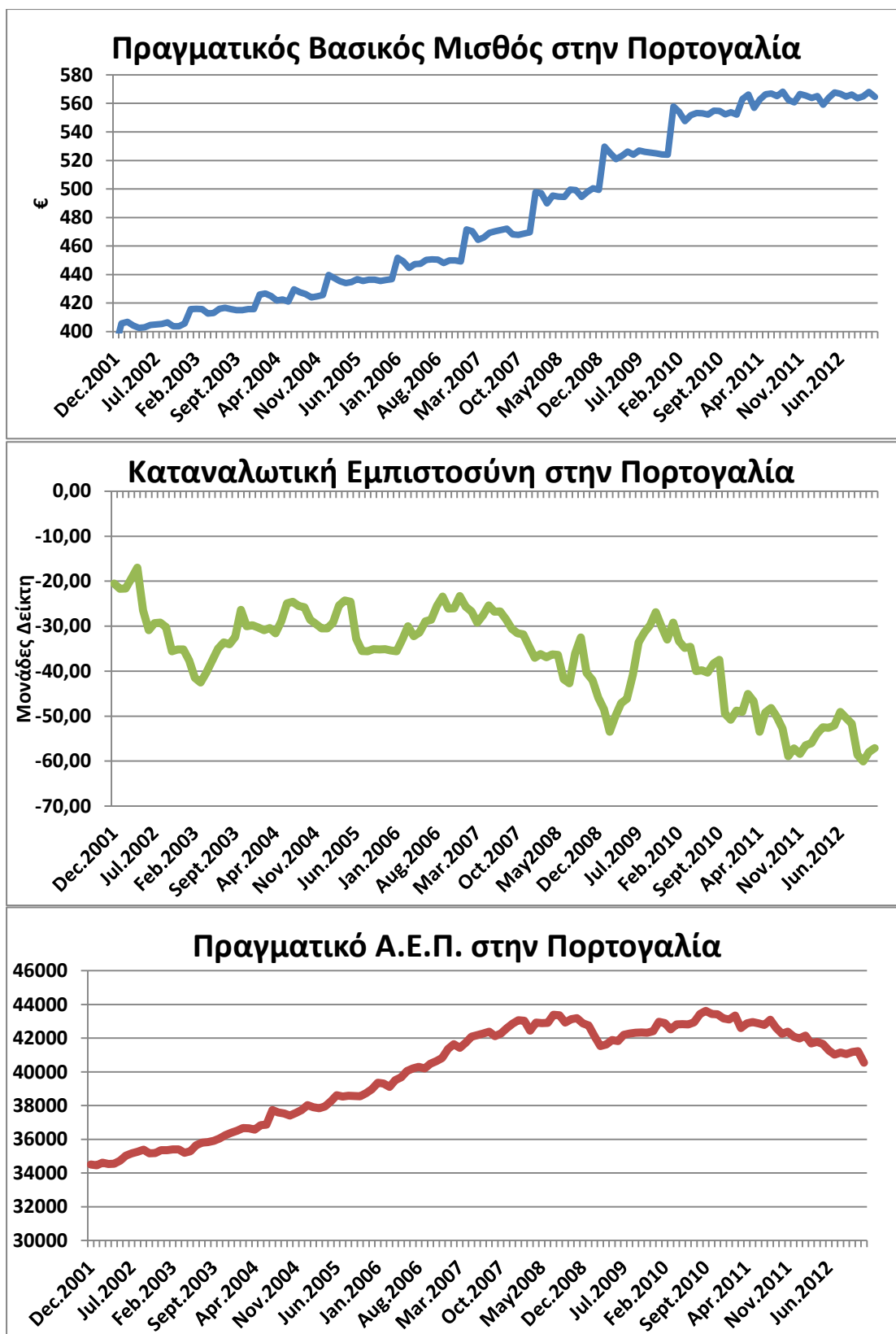
Γράφημα 6: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθοού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Ελλάδα από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



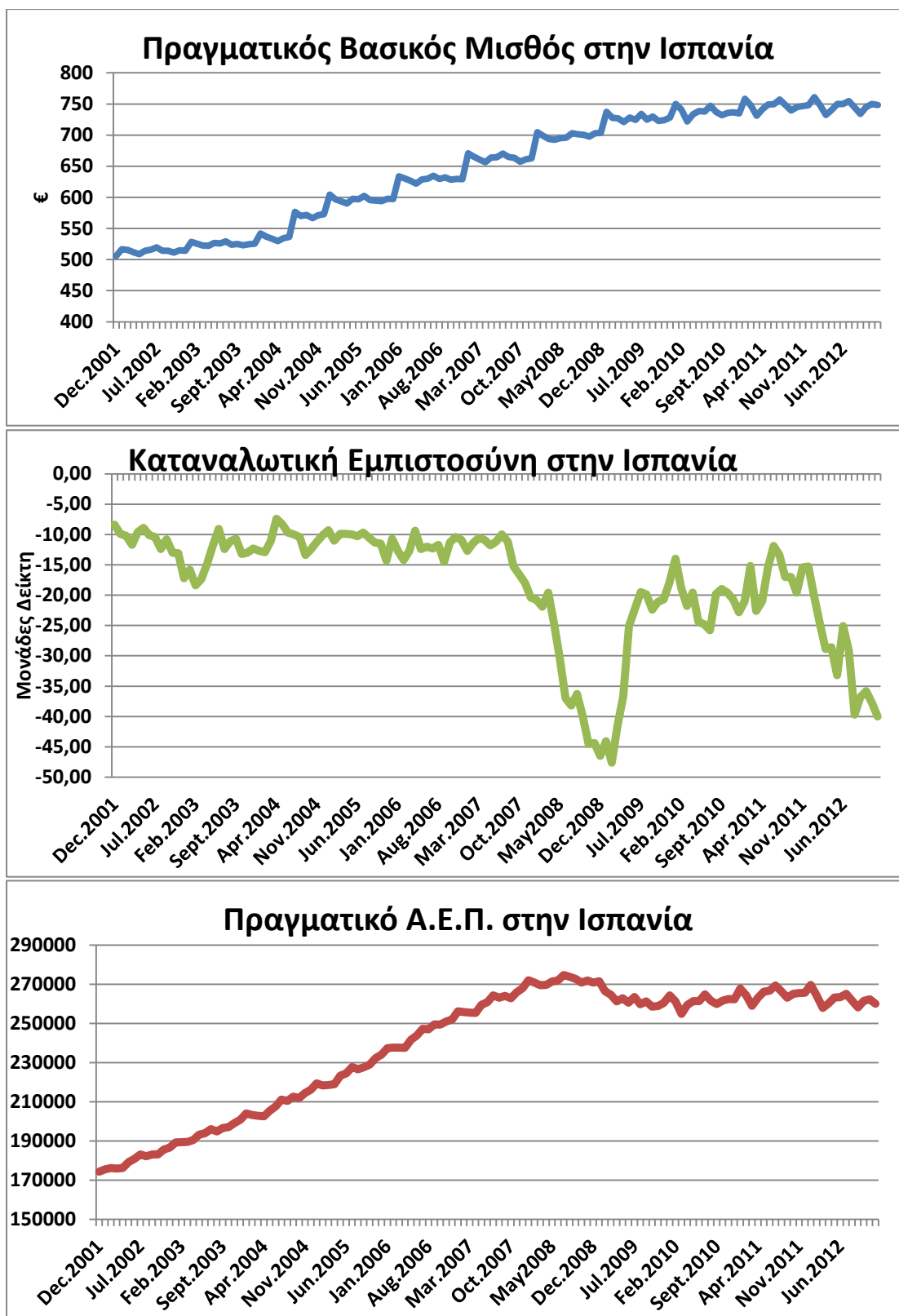
Γράφημα 7: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Γαλλία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



Γράφημα 8: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Ιρλανδία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



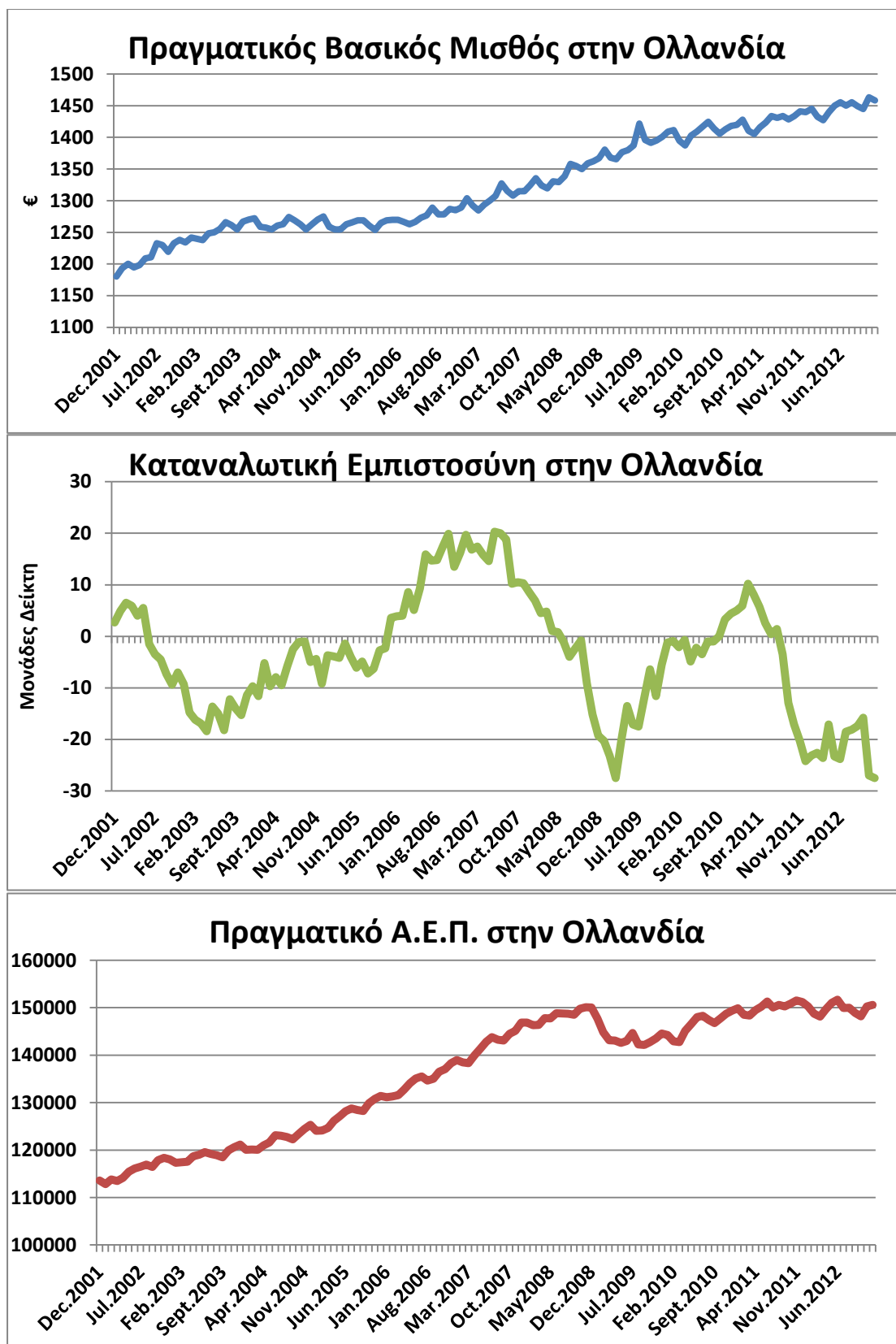
Γράφημα 9: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Πορτογαλία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



Γράφημα 10: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Ισπανία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



Γράφημα 11: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Αγγλία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.



Γράφημα 12: Διαχρονική εξέλιξη του Πραγματικού Βασικού Μισθού, του Δείκτη Καταναλωτικής Εμπιστοσύνης και του Πραγματικού ΑΕΠ στην Ολλανδία από το Δεκέμβριο του 2001 έως το Δεκέμβριο του 2012.

Οι Πίνακες 1 - 7 παρουσιάζουν την περιγραφική στατιστική των πέντε μεταβλητών του υποδείγματος στο επίπεδό τους (Levels) και στις διαφορές (Differences). Συγκεκριμένα, δείχνουν τον μέσο (mean), την διάμεσο (median), την ελάχιστη (minimum) και την μέγιστη (maximum) τιμή των μεταβλητών. Επίσης αναφέρονται, η ασυμμετρία (skewness) και η κυρτότητα (kurtosis), όπως και το Jarque-Bera τεστ που ελέγχει την κανονικότητα της κατανομής των μεταβλητών. Ένας αστερίσκος υποδηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης του Jarque-Bera τεστ, δηλ. της υπόθεσης ότι οι μεταβλητές ακολουθούν κανονική κατανομή σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης. Το Augmented Dickey-Fuller (ADF) τεστ υπολογίζεται για να εξετάσει τις χρονοσειρές ως προς την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (μηδενική υπόθεση), όπως περιγράφεται στους [Dickey and Fuller \(1979\)](#). Εάν οι χρονοσειρές έχουν μοναδιαία ρίζα, τότε τα δεδομένα είναι μη-στάσιμα, άρα παρουσιάζουν τάση (υπάρχει δηλαδή διαχρονική εξέλιξη της τιμής της υπό εξέτασης μεταβλητής ως προς την μέση τιμή της). Στους παρακάτω πίνακες, ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο εμπιστοσύνης αντίστοιχα, δηλαδή τα δεδομένα είναι στάσιμα (δεν παρουσιάζουν τάση).

Για τον έλεγχο ύπαρξης ή όχι μοναδιαίας ρίζας, το ADF τεστ διεξάγει τρεις ελέγχους, όπου κάθε ένας διαφέρει στην υποθετική προσδιοριστική (ντετερμινιστική) συνιστώσα στη χρονοσειρά:

$$\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 * t + \sum_{i=1}^P \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Το πρώτο ADF τεστ δεν έχει σταθερό όρο και τάση, το δεύτερο έχει μόνο σταθερό όρο και το τρίτο έχει και σταθερό όρο και τάση. Τα κατάλοιπα ε_t θεωρούνται να ακολουθούν κανονική κατανομή και t είναι ο όρος για την τάση. P είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών (σε επίπεδο και σε διαφορές) ώστε να διασφαλιστεί ότι τα εκτιμώμενα κατάλοιπα δεν συσχετίζονται σειριακά (δεν υπάρχει δηλαδή αυτοσυσχέτιση). Είναι κοινή πρακτική να επιλέγεται

το P μέχρι δέκα υστερήσεις. Η μηδενική υπόθεση των ADF τεστ είναι η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, και η εναλλακτική υπόθεση είναι η μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Τέλος, στους Πίνακες αναφέρονται τα αποτελέσματα του ADF τεστ μόνο για την πρώτη τιμή της πρώτης εκδοχής των τριών ελέγχων. Εφόσον προκύπτει αποτέλεσμα για την πρώτη εκδοχή που είναι η πιο απλή, συνεπάγεται ότι θα υπάρχουν παρόμοια συμπεράσματα για τις άλλες δύο εκδοχές.

Πίνακας 1: Περιγραφική Στατιστική

Panel A : Levels					
Ελλάδα (el)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.2056	626.43	0.3047	-446.218	50.47
Median	0.22	614.37	0.27	-38.00	51.17
Standard Dev	0.04	87.01	0.10	18.17	6.61
Minimum	0.11	478.10	0.21	-83.80	35.74
Maximum	0.25	762.16	0.58	-17.00	61.60
Skewness	-1.24	0.02	1.64	-0.71	-0.31
Kurtosis	3.44	1.65	4.39	2.18	2.26
Jarque-Bera	35.10*	9.97*	69.41*	15.03*	5.21
ρ_1	0.965	0.972	0.968	0.959	0.967
ADF	-2.37	0.21	3.29	0.58	-0.38
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0058	0.0014	0.0056	0.0082	0.0016
Median	-0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
Standard Dev	0.02	0.03	0.02	0.12	0.03
Minimum	-0.10	-0.16	-0.05	-0.55	-0.05
Maximum	0.10	0.05	0.08	0.33	0.06
Skewness	0.69	-2.78	0.18	-0.65	-0.33
Kurtosis	9.67	17.95	3.27	7.56	2.29
Jarque-Bera	253.01*	1388.77*	1.07	123.68*	5.21
ρ_1	-0.052	0.084	0.353	-0.107	0.791
ADF	-6.76*	-9.49*	-5.62*	-8.38*	-13.04*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Ελλάδας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Ελλάδος, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο (Level), όπως φαίνεται στον Πίνακα 1. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTTEENS_{el}$ ισούται με 0,965. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 96,5% την αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση στις χρονοσειρές των μεταβλητών μαρτυρούν και τα γράφημα 5 στην περίπτωση της Ελλάδος και το γράφημα 6. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους (differences) σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 1 παρουσιάζουμε και την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών στις διαφορές τους (differences). Η αυτοσυσχέτιση της εξαρτημένης μεταβλητής δεν είναι έντονη ($\rho_1 = -0.052$), άρα τα αποτελέσματα δεν υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Αντίθετα, τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Άρα δικαιούμαστε να προχωρήσουμε την ανάλυση στις διαφορές. Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ το $RGDP_{el}$ και ο UI_{el} των νέων ακολουθούν κανονική κατανομή, ενώ οι υπόλοιπες μεταβλητές δεν ακολουθούν. Οι μεταβλητές $EMPTTEENS_{el}$ και UI_{el} είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι άλλες RMW_{el} , $CONS_{el}$ και $RGDP_{el}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές $EMPTTEENS_{el}$, RMW_{el} και $CONS_{el}$ παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της $EMPTTEENS_{el}$ είναι ίση με 9,67, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $9,67 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις

βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 2: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Γαλλία (fr)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.2859	1.248	0.2128	-185.30	434435
Median	0.29	1258.57	0.22	-17.60	437564
Standard Dev	0.01	113.14	0.02	7.54	16081
Minimum	0.27	1035.57	0.17	-37.00	402583
Maximum	0.30	1432.03	0.26	1.80	454385
Skewness	0.12	-0.40	-0.24	-0.08	-0.55
Kurtosis	2.59	2.03	2.02	3.15	1.91
Jarque-Bera	1.26	8.73*	6.59*	0.27	13.22*
ρ_1	0.936	0.973	0.962	0.921	0.975
ADF	-0.87	3,25	1.01	-0.53	2.58
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0009	0.0024	0.0032	-0.0018	0.0008
Median	0	0.00	0.00	0.00	0.00
Standard Dev	0.01	0.01	0.02	0.21	0.00
Minimum	-0.02	-0.01	-0.04	-1.39	-0.01
Maximum	0.02	0.06	0.06	0.75	0.01
Skewness	0.29	3.09	0.30	-1.88	-0.56
Kurtosis	3.74	15.67	3.68	17.28	3.48
Jarque-Bera	4.84	1092.39*	4.51	1199.26*	8.21*
ρ_1	0.449	-0.195	0.482	0.122	-0.232
ADF	-7.36*	-8.51*	-5.73*	-8.35*	-7.54*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Γαλλίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξης αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Γαλλίας, οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 2. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTTEENS_{fr}$ ισούται με 0,936. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 93.6% την αυριανή της συμπεριφορά.

Αποτέλεσμα που αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης, ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Γαλλίας και το γράφημα 7. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 2 παρουσιάζουμε την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών και στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της εξαρτημένης μεταβλητής είναι έντονη ($\rho_1 = 0.449$), άρα τα αποτελέσματα υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Ωστόσο, ζητούμενο της παρούσης εργασίας δεν είναι η εξέταση της συμπεριφοράς κάθε μεταβλητής μεμονωμένα αλλά η εύρεση των συντελεστών που εξηγούν την συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής ως προς την μεταβολή των ανεξάρτητων. Επομένως, δεν θα προχωρήσουμε σε ανάλυση με την χρήση ARMA μοντέλων.

Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Άρα δικαιούμαστε να προχωρήσουμε την ανάλυση στις διαφορές. Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ το RMW_{fr} , $CONS_{fr}$ και ο $RGDP_{fr}$ των νέων δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, ενώ οι υπόλοιπες μεταβλητές ($EMPTEENS_{fr}$, UI_{fr}) ακολουθούν. Οι μεταβλητές $EMPTEENS_{fr}$, RMW_{fr} και UI_{fr} είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι $CONS_{fr}$, $RGDP_{fr}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές RMW_{fr} και $CONS_{fr}$ παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της RMW_{fr} είναι ίση με 15.67, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $15.67 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 3: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Ιρλανδία (ie)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.43	1.313	0.16	-12,84	40.039
Median	0.47	1410.88	0.09	-16.00	40005.99
Standard Dev	0.09	174.19	0.09	10.28	4262.88
Minimum	0.27	999.00	0.08	-33.50	30125.20
Maximum	0.54	1474.23	0.31	7.70	47840.09
Skewness	-0.72	-0.63	0.59	0.24	-0.22
Kurtosis	2.02	1.78	1.51	1.85	2.52
Jarque-Bera	16.91*	17.10*	19.89*	8.55*	2.37
ρ_1	0.983	0.978	0.987	0.938	0.973
ADF	-2.5	2.05	1.53	-1.92	0.88
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0042	0.0028	0.0100	0.0078	0.0023
Median	-0.01	0.00	0.01	0.00	0.00
Standard Dev	0.02	0.02	0.03	0.09	0.01
Minimum	-0.05	-0.02	-0.06	-0.20	-0.04
Maximum	0.03	0.11	0.11	0.44	0.03
Skewness	-0.09	4.25	0.33	1.07	-0.39
Kurtosis	2.77	23.25	2.93	6.75	3.24
Jarque-Bera	0.47	2652.32*	2.45	102.68*	3.71
ρ_1	0.025	-0.215	0.659	0.105	0.384
ADF	-5.87*	-8.6*	-5.33*	-9.25*	-5.74*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Ιρλανδίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Ιρλανδίας, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 3. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTTEENS_{ie}$ ισούται με 0.983. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 98.3% την αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή

δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Ιρλανδίας και το γράφημα 8. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 3 παρουσιάζουμε την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν είναι έντονη ($\rho_1 = 0.025$), άρα τα αποτελέσματα δεν υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Αντίθετα, τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Άρα δικαιούμαστε να προχωρήσουμε την ανάλυση στις διαφορές. Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ, οι $EMPTENS_{ie}$, UI_{ie} και $RGDP_{ie}$ των νέων ακολουθούν κανονική κατανομή, ενώ οι RMW_{ie} και $CONS_{ie}$ μεταβλητές δεν ακολουθούν. Οι μεταβλητές RMW_{ie} , UI_{ie} , και $CONS_{ie}$ είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι άλλες, $EMPTENS_{ie}$ και $RGDP_{ie}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές RMW_{ie} και $CONS_{ie}$ παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της RMW_{ie} είναι ίση με 23.25, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $23.25 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 4: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Πορτογαλία(pt)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.34	481	0.23	-36,63	40.010
Median	0.36	469.33	0.20	-34.60	41228.20
Standard Dev	0.06	59.18	0.06	10.34	2950.09
Minimum	0.22	389.89	0.12	-60.10	34454.28
Maximum	0.45	568.20	0.40	-17.00	43621.20
Skewness	-0.38	0.22	1.02	-0.61	-0.55
Kurtosis	2.30	1.51	3.37	2.39	1.80
Jarque-Bera	5.91*	13.42*	23.64*	10.22*	14.71*
ρ_1	0.971	0.978	0.965	0.932	0.983
ADF	-4.4	2.53	2.44	0.36	1.76
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0052	0.0028	0.0085	0.0118	0.0012
Median	-0.01	0.00	0.01	0.00	0.00
Standard Dev	0.01	0.01	0.02	0.62	0.01
Minimum	-0.04	-0.02	-0.08	-2.71	-0.02
Maximum	0.03	0.06	0.12	2.36	0.02
Skewness	-0.05	2.78	0.28	-0.29	-0.36
Kurtosis	4.23	12.06	7.56	9.57	4.24
Jarque-Bera	8.34*	621.67*	115.16*	239.50*	11.32*
ρ_1	0.192	-0.131	0.301	-0.266	0.035
ADF	-5.20*	-10.47*	-5.4*	-9.35*	-7.60*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Πορτογαλίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Πορτογαλίας, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 4. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTEENS_{pt}$ ισούται με 0.971. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 97.1% την

αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Πορτογαλίας και το γράφημα 9. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 4 παρουσιάζουμε την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών και στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής είναι έντονη ($\rho_1 = 0.192$), άρα τα αποτελέσματα υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Ωστόσο, ζητούμενο της παρούσης εργασίας δεν είναι η εξέταση της συμπεριφοράς κάθε μεταβλητής μεμονωμένα, αλλά η εύρεση των συντελεστών που εξηγούν την συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής ως προς την μεταβολή των ανεξάρτητων. Επομένως, δεν θα προχωρήσουμε σε ανάλυση με την χρήση ARMA μοντέλων.

Αντίθετα, τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Άρα δικαιούμαστε να προχωρήσουμε την ανάλυση στις διαφορές. Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ, καμιά μεταβλητή από τις $EMPTEENS_{pt}$, RMW_{pt} , UI_{pt} , $CONS_{pt}$ και $RGDP_{pt}$ των νέων δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι μεταβλητές RMW_{pt} και UI_{pt} είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι $EMPTEENS_{pt}$, $CONS_{pt}$, και $RGDP_{pt}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές RMW_{pt} και $CONS_{pt}$ παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της RMW_{pt} είναι ίση με 12.06, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $12.06 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 5: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Ισπανία(es)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.31	648	0.29	-18	239.229
Median	0.34	663.71	0.23	-14.50	257976.26
Standard Dev	0.07	87.26	0.12	9.84	31507.03
Minimum	0.17	505.69	0.17	-47.60	174280.00
Maximum	0.39	761.08	0.55	-7.40	274821.61
Skewness	-0.70	-0.31	0.77	-1.35	-0.74
Kurtosis	2.10	1.58	2.05	3.91	2.02
Jarque-Bera	15.39*	13.35*	17.96*	44.98*	17.31*
ρ_1	0.981	0.978	0.980	0.930	0.979
ADF	-1.95	2.15	2.44	0.08	2.63
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0054	0.0030	0.0074	0.0118	0.0030
Median	-0.00	0.00	0.01	0.02	0.00
Standard Dev	0.01	0.02	0.02	0.16	0.01
Minimum	-0.04	-0.03	-0.03	-0.41	-0.02
Maximum	0.03	0.07	0.09	0.40	0.02
Skewness	-0.08	2.06	1.23	-0.21	-0.58
Kurtosis	4.33	8.62	5.84	2.79	3.01
Jarque-Bera	9.93*	267.33*	77.25*	1.21	7.47*
ρ_1	0.653	-0.180	0.652	-0.044	-0.011
ADF	-2.92*	-9.32*	-3.19*	-9.15*	-7.24*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Ισπανίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Ισπανίας, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 5. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTTEENS_{es}$ ισούται με 0.981. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 98.1% την αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Ισπανίας και το γράφημα 10. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 5 παρουσιάζουμε την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών και στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής είναι έντονη ($\rho_1 = 0.653$), άρα τα αποτελέσματα υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Ωστόσο, ζητούμενο της παρούσης εργασίας δεν είναι η εξέταση της συμπεριφοράς κάθε μεταβλητής μεμονωμένα, αλλά η εύρεση των συντελεστών που εξηγούν την συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής ως προς την μεταβολή των ανεξάρτητων. Επομένως, δεν θα προχωρήσουμε σε ανάλυση με την χρήση ARMA μοντέλων.

Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Άρα δικαιούμαστε να προχωρήσουμε την ανάλυση στις διαφορές. Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ, οι μεταβλητές $EMPTTEENS_{es}$, RMW_{es} , UI_{es} και $RGDP_{es}$ των νέων δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, ενώ η $CONS_{es}$ ακολουθεί. Οι μεταβλητές RMW_{es} και UI_{es} είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι $EMPTTEENS_{es}$, $CONS_{es}$, και $RGDP_{es}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές $EMPTTEENS_{es}$, RMW_{es} και UI_{es} παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της RMW_{es} είναι ίση με 8.62, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι

ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $8.62 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 6: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Αγγλία(uk)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.49	1.066,87	0.15	-10,39	446.699
Median	0.51	1088.28	0.14	-6.00	441243.63
Standard Dev	0.04	149.32	0.04	8.66	35592.88
Minimum	0.43	754.80	0.12	-35.20	380508.00
Maximum	0.55	1269.03	0.22	-0.20	523776.08
Skewness	-0.38	-0.30	0.47	-0.79	0.41
Kurtosis	1.57	1.67	1.59	2.35	2.38
Jarque-Bera	14.46*	11.84*	15.75*	16.02*	5.82*
ρ_1	0.981	0.970	0.984	0.954	0.982
ADF	-2.09	2.74	1.71	0.08	0.04
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0016	0.0039	0.0043	0.0054	0.0011
Median	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
Standard Dev	0.01	0.02	0.02	0.52	0.01
Minimum	-0.03	-0.02	-0.04	-2.08	-0.05
Maximum	0.02	0.11	0.07	2.27	0.02
Skewness	-0.62	3.70	0.48	0.46	-1.14
Kurtosis	3.78	17.33	3.66	8.63	5.47
Jarque-Bera	11.85*	1430.24*	7.39*	178.91*	61.93*
ρ_1	0.029	-0.215	0.237	-0.209	0.616
ADF	-7.74*	-9.72*	-6.33*	-8.45*	-3.74*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Αγγλίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Αγγλίας, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 6. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTEENS_{uk}$ ισούται με 0.981. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 98.1% την αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Αγγλίας και το γράφημα 11. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 6, παρουσιάζουμε και την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν είναι έντονη ($\rho_1 = 0.029$), άρα τα αποτελέσματα δεν υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Αντίθετα, τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ καμιά από τις μεταβλητές, $EMPTEENS_{uk}$, RMW_{uk} , UI_{uk} , $CONS_{uk}$, $RGDP_{uk}$ δεν ακολουθεί κανονική κατανομή. Οι μεταβλητές RMW_{uk} , UI_{uk} και $CONS_{uk}$ είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι RMW_{uk} και $RGDP_{uk}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, οι μεταβλητές $EMPTEENS_{el}$, $CONS_{uk}$ και $RGDP_{uk}$ παρουσιάζουν ακραία κυρτότητα, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της RMW_{uk} είναι ίση με 17.33, τιμή αρκετά μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $17.33 > 3$, σημαίνει ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Πίνακας 7: Περιγραφική Στατιστική

Panel A: Levels					
Ολλανδία(nt)	EmpTeens	Real Minimum Wage	Unemployment Rate Teens	Consumer Confidence	Real GDP
Mean	0.64	1.326	0.078	-3,71	136.178
Median	0.63	1307.60	0.08	-3.50	142143.70
Standard Dev	0.03	78.22	0.01	11.91	12741.55
Minimum	0.60	1180.40	0.05	-27.50	112799.53
Maximum	0.71	1463.22	0.10	20.30	151719.81
Skewness	0.86	0.21	-0.20	0.07	-0.40
Kurtosis	2.97	1.68	2.04	2.34	1.60
Jarque-Bera	16.59*	10.66*	5.94*	2.54	14.46*
ρ_1	0.943	0.969	0.956	0.939	0.980
ADF	-1.26	2.70	1.10	0.96	2.42
Observations	133	133	133	133	133
Panel B: Differences					
Mean	-0.0008	0.0016	0.0054	0.0056	0.0021
Median	-0.00	0.00	0.01	0.01	0.00
Standard Dev	0.01	0.01	0.03	0.61	0.01
Minimum	-0.02	-0.02	-0.08	-1.87	-0.02
Maximum	0.03	0.02	0.07	2.43	0.02
Skewness	0.15	-0.02	-0.44	0.38	-0.52
Kurtosis	2.81	3.50	2.95	5.81	3.09
Jarque-Bera	0.72	1.38	4.21	46.73*	5.92*
ρ_1	-0.207	-0.082	0.364	-0.161	0.236
ADF	-9.67*	-10.64*	-4.89*	-8.46*	-7.24*
Observations	132	132	132	132	132

Ο πίνακας αναφέρει την περιγραφική στατιστική για κάθε μία από τις μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για την περίπτωση της Ολλανδίας σε επίπεδο (Panel A) και σε διαφορές (Panel B). Επίσης, η πρώτη τάξη αυτοσυσχέτιση ρ_1 , τα Jarque-Bera και τα Augmented Dickey Fuller (ADF) test αποτελέσματα αναφέρονται. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο, αντίστοιχα. Η μηδενική υπόθεση για το Jarque-Bera και για τα ADF tests είναι ότι η χρονοσειρά ακολουθεί κανονική κατανομή και έχει μοναδιαία ρίζα, αντίστοιχα. Η περίοδος του δείγματος είναι από Δεκέμβριο 2001 έως Δεκέμβριο 2012.

Στην περίπτωση της Ολλανδίας, όλες οι μεταβλητές βρέθηκαν να αυτοσυσχετίζονται θετικά στο πρωτογενές επίπεδο, όπως φαίνεται στον Πίνακα 7. Για παράδειγμα, η αυτοσυσχέτιση (ρ_1) της μεταβλητής $EMPTEENS_{nt}$ ισούται με 0.943. Αυτό σημαίνει ότι η χθεσινή τιμή της μεταβλητής εξηγεί κατά 94,3% την αυριανή της συμπεριφορά. Αυτό το αποτέλεσμα αποτελεί ένδειξη ότι η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη στον μέσο, καθώς η τιμή της αυτοσυσχέτισης πλησιάζει την μονάδα, άρα έχουμε ένδειξη ότι υπάρχει τάση, την οποία θα ελέγξουμε παρακάτω με τα ADF τεστ. Επίσης ένδειξη για τάση μαρτυρά και το γράφημα 5 στην περίπτωση της Ολλανδίας και το γράφημα 12. Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη-στάσιμες στο επίπεδο στο υπό διερεύνηση διάστημα, καθώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επειδή οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες, χρειάζεται να πάρουμε τις λογαριθμικές διαφορές τους σύμφωνα με την θεωρία των χρονοσειρών.

Στον Πίνακα 7 παρουσιάζουμε και την αυτοσυσχέτιση των μεταβλητών στις διαφορές τους. Η αυτοσυσχέτιση της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν είναι έντονη ($\rho_1 = -0.207$), άρα τα αποτελέσματα υποδηλώνουν την χρήση της ARMA (Autoregressive Moving Average Models) μεθοδολογίας με την χρήση μεταβλητών με υστέρηση. Ωστόσο, ζητούμενο της παρούσης εργασίας δεν είναι η εξέταση της συμπεριφοράς κάθε μεταβλητής μεμονωμένα, αλλά η εύρεση των συντελεστών που εξηγούν την συμπεριφορά της εξαρτημένης μεταβλητής ως προς την μεταβολή των ανεξάρτητων. Επομένως, δεν θα προχωρήσουμε σε ανάλυση με την χρήση ARMA μοντέλων.

Τα Augmented Dickey Fuller τεστ υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές σε 1% επίπεδο εμπιστοσύνης στο υπό διερεύνηση διάστημα (απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης). Σύμφωνα με το Jarque-Bera τεστ οι μεταβλητές $EMPTEENS_{nt}$, RMW_{nt} , UI_{nt} των νέων ακολουθούν κανονική κατανομή, ενώ οι μεταβλητές $CONS_{nt}$ και $RGDP_{nt}$ δεν ακολουθούν. Οι μεταβλητές, $EMPTEENS_{nt}$ και $CONS_{nt}$ είναι ασύμμετρες στα αριστερά ως προς την μέση τιμή της κάθε μεταβλητής και οι RMW_{nt} , UI_{nt} , $RGDP_{nt}$ ασύμμετρες στα δεξιά. Τέλος, η μεταβλητή, $CONS_{nt}$ και παρουσιάζει κυρτότητα μεγαλύτερη του 3, αφού η κυρτότητα της κανονικής κατανομής ισούται με την τιμή 3. Για παράδειγμα, η κυρτότητα της είναι ίση με 5.81, τιμή μεγαλύτερη του 3, γεγονός που σημαίνει ότι οι ακραίες παρατηρήσεις είναι περισσότερες από ότι στην κανονική κατανομή. Και μάλιστα επειδή $5.81 > 3$, σημαίνει

ότι η καμπύλη της κατανομής είναι πλατύκυρτη («παχιά» άκρα, δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις βρίσκονται μακριά από το μέσο.

Επιπρόσθετα, πραγματοποιούμε ελέγχους προκειμένου να διαπιστώσουμε την ύπαρξη ή όχι ετεροσκεδαστικότητας και ασυμμετρίας. Εφαρμόζουμε επομένως το Engle ARCH τεστ (Engle, 1982) για ετεροσκεδαστικότητα, το οποίο ελέγχει την φύση της χρονικά μεταβαλλόμενης μεταβλητότητας στις σειρές των δεδομένων (time-varying volatility) και τα Engle and Ng (1993) τεστ ασυμμετρίας στις χρονοσειρές, το οποίο ελέγχει την φύση της χρονικά μεταβαλλόμενης ασυμμετρίας στις σειρές των δεδομένων (time-varying asymmetry). Το Engle ARCH τεστ περιέχει τον έλεγχο, *ARCH-LM test* ο οποίος ελέγχει την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας ή μη¹⁰. Όσον αφορά το τεστ ετεροσκεδαστικότητας, αποτελεί κοινή πρακτική να χρησιμοποιούμε χρονικές υστερήσεις 1, 5 και 12, ώστε να ερευνήσουμε για τυχόν ετεροσκεδαστικές συμπεριφορές σε μεγάλο χρονικό φάσμα. Το Engle and Ng τεστ περιέχει τα *sign bias test*, το *negative size bias test*, το *positive size bias test* και το *joint test* τα οποία ελέγχουν την ύπαρξη ασυμμετρίας. Ειδικότερα για την ασυμμετρία το *sign bias test* ορίζει την μεταβλητή S_{t-1}^- , μία ψευδομεταβλητή που παίρνει τιμή 1 όταν η μεταβλητή y_{t-1} είναι αρνητική και 0 διαφορετικά. Αυτό το τεστ εξετάζει την επίδραση των θετικών και αρνητικών μεταβολών (σοκ) στην μεταβλητότητα που δεν προβλέπεται από κάποιο άλλο μοντέλο. Το *negative size bias test* τεστ χρησιμοποιεί την μεταβλητή $S_{t-1}^- y_{t-1}$. Προκειμένου να δώσει βάρος σε διαφορετικές αρνητικές επιδράσεις που τα αρνητικά σοκ έχουν στην μεταβλητότητα. Φτιάχνει μια νέα χρονοσειρά μόνο με τις αρνητικές τιμές, πολλαπλασιάζοντας τις τιμές της y_{t-1} με την μονάδα, ενώ μηδενίζει τις θετικές, ώστε να ελέγξει την στατιστική σημαντικότητα των αρνητικών επιδράσεων στην χρονοσειρά. Το *positive size bias test* τεστ χρησιμοποιεί την μεταβλητή $S_{t-1}^+ y_{t-1}$, όπου $S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$. Αυτό το τεστ εστιάζει στις επιδράσεις των θετικών σοκ στη μεταβλητότητα. Φτιάχνει μια νέα χρονοσειρά μόνο με τις θετικές τιμές, πολλαπλασιάζοντας τις τιμές της y_{t-1} με την μονάδα, ενώ μηδενίζει τις αρνητικές, ώστε να ελέγξει την στατιστική σημαντικότητα των θετικών επιδράσεων στην χρονοσειρά. Το *joint test* αποτελείται από τις τρεις

¹⁰ *ARCH-LM test*, ελέγχει την μηδενική υπόθεση H_0 εάν υπάρχει ομοσκεδαστικότητα, έναντι της εναλλακτικής H_1 ότι δεν υπάρχει (άρα υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα).

μεταβλητές από κοινού και είναι ισχυρότερο των τριών προηγούμενων. Επομένως είναι και το μοναδικό που αξιοποιούμε και σχολιάζουμε στην ανάλυσή μας, παρ' ότι γίνεται αναφορά και των τεσσάρων .

Ο Πίνακας 8 αναφέρει τα αποτελέσματα των ARCH και Engle and Ng τεστ για τις πέντε μεταβλητές. Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν την χρήση GARCH μοντέλων σε τρεις περιπτώσεις των εξαρτημένων μεταβλητών, αφού απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση της μη ετεροσκεδαστικότητας (Ελλάδα, Πορτογαλία και Ισπανία). Τα αποτελέσματα υποδεικνύουν την χρήση ασύμμετρης διακύμανσης μοντέλων, αφού απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση των μη ασύμμετρων επιδράσεων σε όλες τις περιπτώσεις¹¹. Η τελική επιλογή των οικονομετρικών μοντέλων άρα και ο σχολιασμός του θα γίνει στο επόμενο Κεφάλαιο.

¹¹ Σε όλες τις περιπτώσεις αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση για το Sign Bias τεστ. Ωστόσο, οι [Engle and Ng \(1993\)](#) σχολιάζουν ότι η δύναμη του sign bias τεστ είναι ισχνή.

Πίνακας 8
Τεστ Ετεροσκεδαστικότητας και Ασυμμετρίας στις λογαριθμικές διαφορές.

Μεταβλητή	ARCH(1)	ARCH(5)	ARCH(12)	Sign Bias	Negative size bias	Positive size Bias	Joint test for 3 effects
EMPTTEENSel	3.84*	11.07	21.03	0.46	-3.27*	16.79*	41.27*
RMWel	19.34*	24.36*	32.17*	0.70	-36.57*	-7.45*	71.24*
UIel Teens	6.81*	9.68	14.70	-0.82	-0.95	8.26*	23.03*
CONS_el	0.95	11.68*	12.86	0.81	-6.82*	-0.22*	20.69*
RGDPel	38.71*	95.19*	109.11*	2.01*	-11.15*	3.17*	83.48*
EMPTTEENSfr	0.74	10.49	28.6*	-0.34	-7.60*	10.55*	72.36*
RMWfr	0.23	1.93	55.13*	-1.06	14.55*	24.19*	86.63*
UIfr Teens	14.87*	18.36*	21.53*	0.52	-1.62	4.44*	32.96*
CONS_fr	0.23	8.54	8.56	0.13	-40.58*	1.51	75.88*
RGDPfr	1.89	5.61	19.93	-0.05	-6.09*	3.17*	35.15*
EMPTTEENSie	2.39	9.33	14.01	1.08	-0.14	-2.61**	25.84*
RMWie	0.09	0.82	11.97	0.13	96.68*	0.06	120.82*
UIie Teens	46.64*	48.53*	54.84*	-1.13	-2.67*	12.68*	70.00*
CONS_ie	0.68	15.06*	32.64*	0.78	1.53	-2.28**	16.77*
RGDPie	0.68	2.33	9.08	0.76	-13.95*	0.37	46.23*
EMPTTEENSpt	6.47**	6.92	16.37	0.24	-2.95*	2.40**	15.65*
RMWpt	0.48	2.12	80.05*	0.29	42.81*	0.20	95.66*
UIpt Teens	46.64*	48.53*	54.84*	-1.13	-2.67*	12.68*	70.00*
CONS_pt	0.64	2.68	2.57	0.89	10.41*	2.61*	38.70*
RGDPpt	0.16	4.19	8.47	0.63	-0.91	-5.31*	20.13*
EMPTTEENSes	47.69*	56.89*	55.90*	1.73	-14.49*	7.92*	55.16*
RMWes	0.18	1.97	39.68*	0.08	58.53*	0.06	64.28*
UIes Teens	42.90*	46.16*	53.90*	-0.89	-0.52	30.08*	90.43*
CONS_es	1.66	4.52	8.68	2.08**	-4.68*	-0.29	34.75*
RGDPes	1.32	18.41*	53.75*	0.95	-10.32*	-1.92	48.75*
EMPTTEENSuk	0.33	2.04	10.79	0.92	-8.40*	-4.49*	30.59*
RMWuk	0.56	4.64	45.10*	0.13	13.62*	14.02*	76.00*
UIuk Teens	0.21	0.75	4.41	-0.09	-1.88	11.99*	55.86*
CONS_uk	2.5	23.15*	24.68*	0.89	1.50	7.41*	12.50*
RGDPuk	20.18*	20.07*	22.09**	1.07	-19.89*	0.24	94.18*
EMPTTEENSnt	0.54	2.17	13.19	0.51	5.13*	-2.75*	35.24*
RMWnt	2.73	6.35	26.61*	-0.79	1.43	-3.13*	12.94*
UInt Teens	0.26	3.35	6.50	1.18	-13.69*	0.54	50.30*
CONS_nt	3.20	10.51	14.35	1.48	14.50*	-2.02**	35.86*
RGDPnt	1.45	8.07	22.70**	1.12	-6.52*	-3.92*	35.22*

Ο πίνακας αναφέρει τα αποτελέσματα των Engle ARCH test και Engle and Ng (1993) τεστ ασυμμετρίας για τις μεταβλητές του υποδείγματος. Τα ARCH (lags) αποτελούν τον έλεγχο για ετεροσκεδαστικότητα. Η μηδενική υπόθεση για Engle ARCH τεστ και για Engle and Ng τεστ ασυμμετρίας ελέγχει την μη ύπαρξη ετεροσκεδαστικών επιδράσεων και την μη ύπαρξη ασυμμετρίας αντίστοιχα. Ένας και δύο αστερίσκοι υποδηλώνουν απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε 1% και 5% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα.

5. Εμπειρική διερεύνηση

5.1. Μοντέλο Οικονομικών Μεταβλητών

Με σκοπό να μοντελοποιηθεί η επίδραση του βασικού μισθού και του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων χρησιμοποιείται ένας αριθμός οικονομικών μεταβλητών. Ακολουθώντας τα χαρακτηριστικά των μοντέλων των [Sen et al. \(2011\)](#), [Sum \(2012\)](#) κατασκευάζουμε ένα παλινδρομικό μοντέλο χρησιμοποιώντας τον πραγματικό βασικό μισθό, τον δείκτη ανεργίας των νέων, την καταναλωτική εμπιστοσύνη και την χρονική της υστέρηση κατά μία περίοδο και το πραγματικό ακαθάριστο εθνικό προϊόν. Συνεπώς, στην εμπειρική μελέτη τα χαρακτηριστικά του οικονομετρικού μοντέλου είναι τα εξής:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(EMPTEENS_{it}) = & c + \alpha_1 \Delta \ln(RMW_{it}) + \alpha_2 (UI_{it}) \\ & + \alpha_3 \Delta \ln(Cons_{it}) + \alpha_4 \Delta \ln(Cons_{it-1}) + \alpha_5 \Delta \ln(RGDP_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

όπου $\Delta \ln(EMPTEENS_{it})$ είναι οι λογαριθμικές διαφορές του δείκτη της απασχόλησης των νέων ως προς τον πληθυσμό των νέων, c είναι η σταθερά, $\Delta \ln(RMW_{it})$ είναι οι λογαριθμικές διαφορές του πραγματικού βασικού μισθού, UI_{it} είναι ο δείκτης ανεργίας των νέων, $\Delta \ln(Cons_{it})$ είναι οι λογαριθμικές διαφορές του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, $\Delta \ln(RGDP_{it})$ είναι το πραγματικό εισόδημα και ε_{it} είναι τα κατάλοιπα. RMW_{it} είναι ο πραγματικός βασικός μισθός σε ευρώ, και στην περίπτωση του Ηνωμένου Βασιλείου σε αγγλικές λίρες. Το $RGDP_{it}$ είναι το πραγματικό ακαθάριστο εγχώριο προϊόν, που προκύπτει από την αφαίρεση του πληθωρισμού στο ονομαστικό ΑΕΠ και $Cons_{it}$ είναι ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης εκφρασμένος σε μονάδες δείκτη. Αυτές οι μεταβλητές είναι οι κύριοι παράγοντες που προσδιορίζουν την επίδραση στην απασχόληση των νέων.

5.2. General autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) μοντέλα.

Από τους πίνακες 1-8 διαπιστώθηκε ετεροσκεδαστικότητα, ασυμμετρία και κυρτότητα στις λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών της απασχόλησης ($EMPTEENS_{it}$).

Δεδομένου ότι η σχέση της εξαρτημένης μεταβλητής περιγράφεται μέσω μιας γραμμικής σχέσης με τις ανεξάρτητες μεταβλητές, όποια κατανομή ακολουθεί η εξαρτημένη ($EMPTEENS_{it}$), αυτή την κατανομή θα ακολουθούν και τα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων των οικονομικών μεταβλητών. Δηλαδή, τα κατάλοιπα θα παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικές ή/και ασύμμετρες επιδράσεις ή/και θα ακολουθούν την κατανομή της εξαρτημένης μεταβλητής. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιούνται μοντέλα από την οικογένεια των Γενικευμένων Αυτοπαλίνδρομων Υπό Συνθήκη Ετεροσκεδαστικών μοντέλων (General AutoRegressive Conditional Heteroskedastic, GARCH) για να μοντελοποιήσουν (διορθώσουν) αυτές τις επιδράσεις στα κατάλοιπα. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιούμε τα GARCH (p, q) μοντέλα, για την διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας, τα EGARCH (p, q) και GJR (p, q) μοντέλα για την διόρθωση της ασυμμετρίας και για την διόρθωση της κυρτότητας χρησιμοποιούνται δύο διαφορετικές κατανομές των λογαριθμικών διαφορών των μεταβλητών, η κανονική κατανομή (εάν δεν τίθεται θέμα διόρθωσης) και η Student's-T κατανομή (βλέπε [Bollerslev, 1987](#)). Η δεύτερη χρησιμοποιείται για να αποδώσει τα χαρακτηριστικά των κατανομών που αποκλίνουν από την κανονική κατανομή (χαρακτηριστικό των οικονομετρικών μελετών, όπως καταλήγουν οι [Giacomini et al., 2008](#)). Η κυρτότητα των μεταβλητών ($EMPTEENS_{it}$) όπως αναφέρεται στους πίνακες 1-7, υπολογίζεται μεγαλύτερη του 3 (τιμή κυρτότητας της κανονικής κατανομής), άρα δικαιολογείται η χρήση Student's-T κατανομής. Στον πίνακα 8 τα αποτελέσματα των ARCH ελέγχων και των τεστ ασυμμετρίας υποδηλώνουν τη χρήση των GARCH και EGARCH και GJR-GARCH μοντέλων αντίστοιχα. Τα παραπάνω μοντέλα υπολογίζουν τους συντελεστές των μεταβλητών με διαφορετικό τρόπο συγκριτικά με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Συγκεκριμένα, εξάγουν μία νέα χρονοσειρά καταλοίπων χωρίς τις προαναφερθείσες επιδράσεις, τοποθετούν τις χρονοσειρές των μεταβλητών (εξαρτημένης και ανεξάρτητων) και υπολογίζουν με τους συντελεστές τους με την

μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας.

Το GARCH (p, q) μοντέλο που προτείνεται από [Bollerslev \(1986\)](#) είναι

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= a_0 + \sum b_j \Delta X_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim \text{distr}(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p b_i \sigma_{t-i}^2\end{aligned}\quad (7)$$

Το EGARCH (p, q) μοντέλο που προτείνεται από [Nelson \(1991\)](#) είναι:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= a_0 + \sum b_j \Delta X_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim \text{distr}(0, \sigma_t^2) \\ \log(\sigma_t^2) &= \omega + \sum_{i=1}^q \left(a_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) + \sum_{i=1}^p (b_i \log(\sigma_{t-i}^2))\end{aligned}\quad (8)$$

Το GJR-GARCH (p, q) μοντέλο που προτείνεται από [Glosten et al. \(1993\)](#) είναι:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= a_0 + \sum b_j \Delta X_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim \text{distr}(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^q (a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^p b_i \sigma_{t-i}^2\end{aligned}\quad (9)$$

όπου S_{t-i}^- παίρνει την τιμή 1 όταν ε_{t-i}^2 είναι αρνητικό και την τιμή 0 όταν ε_{t-i}^2 είναι θετικό ή μηδέν. Όταν ο συντελεστής S_{t-i}^- είναι μηδέν, το μοντέλο στην εξίσωση (11) είναι το συμμετρικό GARCH. Όταν $\gamma_i > 0$, το μοντέλο παράγει μια μεγαλύτερη μεταβολή για ένα αρνητικό σοκ σε σύγκριση με ένα θετικό σοκ του ίδιου μεγέθους.

5.3. Στατιστική Εγκυρότητα

Στο Κεφάλαιο 4, τα αποτελέσματα των ADF τεστ στο επίπεδο και στις διαφορές των οικονομικών μεταβλητών υποδηλώνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις διαφορές. Αυτό σημαίνει ότι οι λογαριθμικές διαφορές των

μεταβλητών πρέπει να χρησιμοποιηθούν σε όλα τα οικονομετρικά μοντέλα. Τα επόμενα βήματα στην ανάλυσή μας, είναι η κατάλληλη επιλογή των χρονικών υστερήσεων στον καθορισμό των GARCH μοντέλων, τον υπολογισμό των εκτιμητών και την στατιστική τους εγκυρότητα.

Τα κριτήρια επιλογής της κατάλληλης χρονικής υστέρησης χρησιμοποιούνται για να αποφευχθεί η υπερπαραμετροποίηση των GARCH μοντέλων. Το Bayesian Schwartz Information Criterion (BIC) και το Akaike Information Criterion (AIC) χρησιμοποιούνται ευρέως στην βιβλιογραφία. Περιγράφονται ως εξής:

$$AIC = (-2 * LLF) + (2 * c) \quad (10)$$

$$BIC = (-2 * LLF) + (2 * c * T) \quad (11)$$

όπου LLF (LogLikelihood Function) είναι η συνάρτηση μέγιστης πιθανοφάνειας που σχετίζεται με την εκτίμηση των παραμέτρων των μοντέλων, c είναι ο αριθμός των παραμέτρων και T είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων.

Ο υπολογισμός των εκτιμητών και η παρουσίασή τους θα γίνει στο επόμενο Κεφάλαιο.

Ο έλεγχος των [Durbin and Watson \(1950\)](#) αποτελεί τον πιο διαδεδομένο τρόπο ελέγχου ενός μοντέλου και πραγματοποιείται μετά τον υπολογισμό της παλινδρόμησης. Ο έλεγχος εξετάζει τα εξής:

$$H_0 : \text{Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, } \rho = 0$$

$$H_1 : \text{Υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, } \rho \neq 0 \text{ ή } \rho > 0 \text{ ή } \rho < 0.$$

Η θετική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων είναι η πιο σημαντική μορφή εξάρτησης μεταξύ των μεταβλητών. Γενικά, εάν δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση, η τιμή του Durbin–Watson (d) τεστ θα είναι κοντά στο 2 και σε αντίθετη περίπτωση κοντά στο 0 ή το 4.

6. Εμπειρικά αποτελέσματα

Για την περίπτωση της Ελλάδος, ο πίνακας 9 συνοψίζει τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTEENS_{elt}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{elt}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{elt}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{elt}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{elt}$) στον χρόνο t , με σκοπό να υπολογίσουμε την εξίσωση (6). Τα αποτελέσματα προέκυψαν από το μοντέλο EGARCH (2,1) ακολουθώντας Student's-T κατανομή.

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
c	0.0109	0.0023	4,7023	0.000
$\ln RMW_{elt}$	0.118	0.0315	3,7685	0.000
UI_{elt}	-0.052	0.0075	-6,894	0.000
$\ln CONS_{elt}$	-0.0145	0.0058	-2,4901	0.014
$\ln CONS_{elt-1}$	-0.0184	0.0057	-3,2471	0.002
$\ln GDP_{elt}$	-0.0887	0.0281	-3,1653	0.002
R^2	0,107			
R^2_{adj}	0,079			
Durbin-Watson	2,275			

Πίνακας 9: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Ελλάδα. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, $CONS$ δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και $RGDP$ το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t-statistics, τα p-values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.107$. Ο συντελεστής R^2 , φανερώνει το συνολικό ποσοστό μεταβλητότητας ή διασποράς που εξηγείται από το μοντέλο, δηλ. από τις X και Y μεταβλητές. Θέλω όσο μεγαλώνει να πλησιάζει την μονάδα, που είναι και η ιδανική τιμή, μιας και φανερώνει γραμμικότητα ($0 < r < 1$).

Στην περίπτωση της Ελλάδας, το μοντέλο, μπορεί να εξηγήσει το 10.7% της διασποράς ή της συνολικής πληροφορίας, δηλ. η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTEENS_{elt}$) προβλέπεται κατά 10.7% από τις ανεξάρτητες μεταβλητές ($RMW_{elt}, UI_{elt}, CONS_{elt}, RGDP_{elt}$).

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.¹²) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0,079$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 7.9 % στον πληθυσμό. (Όσο μεγαλύτερο, τόσο το καλύτερο).

Επομένως, είναι απαραίτητο να λάβω υπόψη την τιμή του Durbin-Watson τεστ, προκειμένου να ελέγξω ότι οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες και το μοντέλο έγκυρο. Το Durbin-Watson = 2,275 τιμή που επιβεβαιώνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Συνεπώς, το μοντέλο μπορεί να χαρακτηριστεί έγκυρο.

Αρχικά, παρατηρούμε ότι μία αύξηση (μείωση) στο βασικό μισθό θα προκαλέσει αύξηση (μείωση) της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών. Η τιμή του εκτιμητή είναι 0,118 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η τιμή του εκτιμητή είναι συνεπής με ένα μέρος της υπάρχουσας διεθνούς βιβλιογραφίας (Card et al., 1999, Card and Krueger, 1994, Card, 1992, Katz and Krueger, 1992).

Δεύτερον, ο δείκτης που απεικονίζει την ανεργία των νέων κάτω των 25 στην Ελλάδα για την υπό μελέτη περίοδο, είναι στατιστικά σημαντικός με τιμή -0.052. Η συγκεκριμένη ελαστικότητα είναι αναμενόμενη, καθώς σύμφωνα και με την οικονομική θεωρία η πτώση του δείκτη της ανεργίας συνεπάγεται αύξηση της απασχόλησης. Τρίτον, οι εκτιμητές του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι αρνητικοί, κοντά στο μηδέν και στατιστικά σημαντικοί, οδηγώντας στο συμπέρασμα ότι το καταναλωτικό συναίσθημα κατά τον Δεκέμβριο 2001-Δεκέμβριο 2012, επηρέασε θετικά τις αποφάσεις για την απασχόληση των νέων. Και αυτό γιατί, οι συντελεστές των δύο μεταβλητών είναι μεν αρνητικοί, αλλά οι τιμές των δεικτών είναι αρνητικές, όπως φαίνεται στα Γραφήματά τους και στην περιγραφική στατιστική. Συνεπώς, μία αύξηση του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης οδηγεί σε μικρή αύξηση της απασχόλησης των νέων, συμπέρασμα που συνάδει με την μοναδική συναφή έρευνα του Sum (2012). Τέλος, μία αύξηση στο πραγματικό εισόδημα οδηγεί σε μείωση της απασχόλησης των νέων, και μάλιστα πρόκειται για στατιστικά σημαντική μείωση.

¹² Οι βαθμοί ελευθερίας (β.ε.) δηλώνουν τις ελεύθερες (τυχαίες) τιμές που υπάρχουν στο πρόβλημα που μελετάμε.

Ο πίνακας 10 παρουσιάζει τις εκτιμήσεις της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTEENS_{ft}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{ft}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{ft}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{ft}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{ft}$) στον χρόνο t , με σκοπό να υπολογίσουμε την εξίσωση (6), για την περίπτωση της Γαλλίας. Τα αποτελέσματα προέκυψαν από το μοντέλο EGARCH (2,1) ακολουθώντας Student's-T κατανομή.

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
c	-0.0008	0.00322	-0.2443	0.807
$\ln RMW_{ft}$	0.1444	0.0614	2,3488	0.021
UI_{ft}	-0.0033	0.0156	-0.213	0.832
$\ln CONS_{fr_t}$	-0.0064	0.00294	-2,1901	0.031
$\ln CONS_{frt-1}$	-0.0083	0.00296	-2,8095	0.006
$\ln GDP_{ft}$	-0.1451	0.11556	-1,2562	0.212
R^2	0,065			
R^2_{adj}	0.040			
Durbin-Watson	1,16			

Πίνακας 10: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Γαλλία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, $CONS$ δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και $RGDP$ το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t -statistics, τα p -values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.065$, δηλ. το μοντέλο, μπορεί να εξηγήσει το 6.5% της διασποράς ή της συνολικής πληροφορίας, δηλ. η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 6.5% από τις ανεξάρτητες μεταβλητές ($RMW_{ft}, UI_{ft}, CONS_{ft}, RGDP_{ft}$) στην συγκεκριμένη περίοδο για την Γαλλία.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.04$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 4% στον πληθυσμό.

Οι παραπάνω τιμές οδηγούν στην αξιολόγηση της τιμής του Durbin-Watson

τεστ, ώστε να διαπιστώσουμε εάν οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες και το μοντέλο έγκυρο. Το Durbin-Watson = 1.16, τιμή όχι κοντά στο 0 και μακριά από το 4 οπότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Επομένως, το μοντέλο μπορεί να χαρακτηριστεί έγκυρο.

Αναλύοντας τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι η αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού, αυξάνει (μειώνει) την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, στην Γαλλία το εν λόγω διάστημα. Η τιμή του εκτιμητή είναι 0.1444 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Η τιμή του εκτιμητή είναι συνεπής με ένα μέρος της υπάρχουσας διεθνούς βιβλιογραφίας ([Card et al., 1999](#), [Card and Krueger, 1994](#), [Card, 1992](#), [Katz and Krueger, 1992](#)) .

Η απασχόληση των Γάλλων κάτω των 25 ετών, στο διάστημα που εξετάζει η παρούσα μελέτη, δεν επηρεάστηκε από τον δείκτη ανεργίας των νέων. Και αυτό γιατί, η τιμή του δείκτη είναι μεν αρνητική (-0.0033) αλλά στατιστικά μη σημαντική. Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι αρνητικός (-0.0064) και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, η αίσθηση των καταναλωτών σχετικά με την προσωπική τους οικονομική κατάσταση αλλά και την κατάσταση της εθνικής οικονομίας, τον Δεκέμβριο 2001 - Δεκέμβριο 2012, επηρέασε θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων. Επιπρόσθετα, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση έχει αρνητική τιμή (-0.0083) και είναι και αυτή στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 5%). Και αυτό γιατί, οι συντελεστές των δύο μεταβλητών είναι μεν αρνητικοί, αλλά οι τιμές των δεικτών είναι αρνητικές, όπως φαίνεται στα Γραφήματά τους και στην περιγραφική στατιστική. Συνεπώς, μία αύξηση του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης οδηγεί σε μικρή αύξηση της απασχόλησης των νέων, συμπέρασμα που συνάδει με την μοναδική συναφή έρευνα του [Sum \(2012\)](#). Τέλος, η αύξηση του πραγματικού μεγέθους της οικονομίας (ΑΕΠ) επιφέρει μείωση στην απασχόληση στην ομάδα που μελετάται, η οποία όμως δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Για την Ιρλανδία, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTEENS_{iet}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{iet}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{iet}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{iet}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{iet}$) στον χρόνο t , με σκοπό να υπολογίσουμε την εξίσωση (6), συνοψίζονται στον πίνακα 11. Τα αποτελέσματα προέκυψαν από το μοντέλο EGARCH (2,1) ακολουθώντας κανονική κατανομή.

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή- P
c	0.0013	0.00154	0.8771	0.382
$\ln RMW_{iet}$	0.0287	0.0316	0.9111	0.364
UI_{iet}	-0.0373	0.0105	-3,5372	0.000
$\ln CONS_{iet}$	-0.0001	0.00101	-0.1155	0.908
$\ln CONS_{iet}-1$	-0.0062	0.00106	-5,8449	0.000
$\ln GDP_{iet}$	0.2104	0.0622	3,3846	0.001
R^2	0,138			
R^2_{adj}	0.107			
Durbin-Watson	2,104			

Πίνακας 11: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Ιρλανδία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, $CONS$ δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και $RGDP$ το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t -statistics, τα p -values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.138$, δηλ. το μοντέλο, εξηγεί το 13.8% της διασποράς ή της συνολικής πληροφορίας. Επομένως, η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 13.8% από τις ανεξάρτητες μεταβλητές

(RMW_{iet} , UI_{iet} , $CONS_{iet}$, $RGDP_{iet}$) στο συγκεκριμένο διάστημα.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.107$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 10.7% στον πληθυσμό.

Ελέγχοντας όμως την τιμή του Durbin-Watson τεστ, διαπιστώσουμε την ανεξαρτησία των μεταβλητών και την εγκυρότητα του μοντέλου. Το Durbin-Watson

= 2.104, τιμή διαφορετική του 0 και του 4 οπότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Επομένως, το μοντέλο που επιλέγει η παρούσα μελέτη για να διαπιστώσει εάν η μεταβολή του βασικού μισθού επηρεάζει την απασχόληση, χρησιμοποιώντας ως μεταβλητή ελέγχου τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, θεωρείται έγκυρο.

Η αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού στην Ιρλανδία, κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριο 2012, δεν επηρεάζει την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, καθώς ο εκτιμητής αν και θετικός (0.0287) δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Γεγονός που πιθανώς ερμηνεύεται από τα δεδομένο ότι ο μισθός στην Ιρλανδία από την σύναψη της μνημονιακής σύμβασης το 2007 και έπειτα παραμένει σταθερός.

Η απασχόληση των Ιρλανδών κάτω των 25 ετών, επηρεάστηκε αρνητικά από τα ποσοστά ανεργίας των νέων, στο υπό εξέταση διάστημα. Η τιμή του δείκτη είναι αρνητική (-0.0373) και στατιστικά σημαντική. Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι αρνητικός (-0.0001) και μη στατιστικά σημαντικός. Ωστόσο, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση ($CONS_{iet-1}$) έχει αρνητική τιμή (-0.0062) αλλά είναι στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 1%). Συμπερασματικά, λαμβάνοντας υπόψη τις αρνητικές τιμές του δείκτη (σε επίπεδο), οι προσωπικές εκτιμήσεις των Ιρλανδών του προηγούμενου μήνα, σχετικά με τις προσωπικές και περιβάλλοντες οικονομικές συνθήκες, επηρέασαν θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων. Αναφορικά με την αύξηση του πραγματικού μεγέθους του εισοδήματος επέφερε αύξηση στην απασχόληση των Ιρλανδών κάτω των 25 που ήταν μάλιστα στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Στον πίνακα 12 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών στην Πορτογαλία ($EMPTTEENS_{ptt}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{ptt}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{ptt}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{ptt}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{ptt}$) στον χρόνο t , για τον υπολογισμό της εξίσωσης (6). Τα αποτελέσματα πρόεκυψαν από το μοντέλο EGARCH (2,1)

ακολουθώντας Student's-T κατανομή.

	<i>Συντελεστές</i>	<i>Τυπικό σφάλμα</i>	<i>t</i>	<i>τιμή-P</i>
<i>c</i>	0.0059	0.0027	2,2028	0.029
<i>lnRMW_{ptt}</i>	0.4783	0.0881	5,4311	0.000
<i>UI_{pt}</i>	-0.0467	0.0112	-4,1594	0.000
<i>lnCONS_{ptt}</i>	-0.0006	0.0058	-0.1071	0.915
<i>lnCONS_{ptt}-1</i>	-0.0141	0.0055	-2,5573	0.012
<i>lnGDP_{ptt}</i>	-0.3545	0.1485	-2,3866	0.018
<i>R²</i>	0,279			
<i>R²_{adj}</i>	0,257			
<i>Durbin-Watson</i>	1,445			

Πίνακας 12: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Πορτογαλία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: *c* η σταθερά, *RMW* ο πραγματικός βασικός μισθός, *UI* ο δείκτης ανεργίας των νέων, *CONS* δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και *RGDP* το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t-statistics, τα p-values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το *R²* και το *R²_{adj}*.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.279$. Τιμή που υποδηλώνει ότι το μοντέλο, εξηγεί το 27.9 % της συνολικής πληροφορίας, δηλ. η απασχόληση των νέων Πορτογάλων κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 27.9 % από τις ανεξάρτητες μεταβλητές (RMW_{ptt} , UI_{ptt} , $CONS_{ptt}$, $RGDP_{ptt}$) στο διάστημα Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριος 2012.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.257$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 25.7% στον πληθυσμό.

Χρειάζεται επομένως να αξιολογηθεί η τιμή του Durbin-Watson τεστ, για να διαπιστώσουμε εάν οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες και το μοντέλο έγκυρο. Το Durbin-Watson = 1.445, τιμή όχι κοντά στο 0 και μακριά από το 4 οπότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Επομένως, το μοντέλο μπορεί να χαρακτηριστεί έγκυρο.

Ερμηνεύοντας τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι η

αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού, αυξάνει (μειώνει) την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, στην Πορτογαλία, κατά το διάστημα μελέτης. Η τιμή του εκτιμητή είναι 0.4783 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η τιμή του εκτιμητή είναι συνεπής με την υπάρχουσα διεθνή βιβλιογραφία.

Η ανεργία των Πορτογάλων, στο διάστημα που εξετάζει η μελέτη, επηρέασε αρνητικά την απασχόλησή των νέων κάτω των 25 ετών. Η τιμή του δείκτη είναι αρνητική (-0.0467) και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, αποτέλεσμα που συνάδει τόσο με την οικονομική θεωρία όσο και την διεθνή βιβλιογραφία. Ο δείκτης καταναλωτικού συναισθήματος είναι αρνητικός (-0.0006) και στατιστικά μη σημαντικός. Ωστόσο, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση έχει αρνητική τιμή (-0.0141) και είναι στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 5%). Συνεπώς, η απαισιοδοξία των καταναλωτών¹³ π.χ. τον Δεκέμβριο του 2002 σχετικά με την προσωπική τους οικονομική κατάσταση αλλά και την κατάσταση της εθνικής οικονομίας, επηρέασε θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων τον Ιανουάριο του 2003. Ολοκληρώνοντας την περιγραφή των αποτελεσμάτων για την απασχόληση των νέων Πορτογάλων, η αύξηση του πραγματικού μεγέθους της οικονομίας (ΑΕΠ) επέφερε μείωση κατά την χρονική περίοδο που εξετάζει η έρευνα, και μάλιστα στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5 %.

Στον πίνακα 13 συνοψίζονται οι εκτιμήσεις της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTTEENS_{est}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{est}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{est}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{est}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{est}$) στον χρόνο t , με σκοπό να υπολογίσουμε την εξίσωση (6), για την περίπτωση της Ισπανίας. Τα αποτελέσματα πρόεκυψαν από το μοντέλο EGARCH (3,1) ακολουθώντας κανονική κατανομή.

¹³ Οι τιμές του δείκτη σε επίπεδο είναι αρνητικές (Βλέπε Γράφημα 9).

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
c	0.0138	0.0011	12,3617	0.0000
lnRMWest	0.3107	0.0407	7,6354	0.0000
UIest	-0.0551	0.00319	-17,2793	0.0000
lnCONSest	-0.00026	0.00147	-0.1756	0.8609
lnCONSest-1	-0.0083	0.0023	-3,6046	0.0005
lnGDPEst	-0.1787	0.0581	-3,0802	0.0026
R^2	0,286			
R^2_{adj}	0,245			
Durbin-Watson	0,555			

Πίνακας 13: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Ισπανία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, CONS δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και RGDP το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t-statistics, τα p-values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.286$, δηλ. το μοντέλο, μπορεί να εξηγήσει το 28.6% της διασποράς ή της συνολικής πληροφορίας. Δηλ. η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 28.6% από τις ανεξάρτητες μεταβλητές ($EMPTEENS_{est}$, RMW_{est} , UI_{est} , $RGDP_{est}$) στην συγκεκριμένη περίοδο για την Ισπανία.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.245$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 24.5% στον πληθυσμό.

Προχωρούμε στον έλεγχο της τιμής του Durbin-Watson τεστ, προκειμένου να διαπιστώσουμε εάν οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες και το μοντέλο έγκυρο. Το Durbin-Watson = 0.555, τιμή αρκετά κοντά στο 0. Οπότε δεν μπορούμε να ισχυριστούμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Η τιμή του Durbin-Watson τεστ (πολύ κοντά στο 0) επισημαίνει την ανάγκη περαιτέρω διερεύνησης των μεγεθών που επηρεάζουν την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών στην υπό εξέταση περίοδο για την Ισπανία.

Παρά τα παραπάνω, κατά την ανάλυση των αποτελεσμάτων της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι η αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού, αυξάνει

(μειώνει) την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, στο εν λόγω διάστημα. Η τιμή του εκτιμητή είναι 0.3107 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η τιμή του εκτιμητή είναι συνεπής με ένα μέρος της υπάρχουσας διεθνούς βιβλιογραφίας (Card et al., 1999, Card and Krueger, 1994, Card, 1992, Katz and Krueger, 1992).

Η απασχόληση των Ισπανών κάτω των 25 ετών, στο διάστημα που εξετάζει η παρούσα μελέτη, εμφανίζει αρνητική συσχέτιση με τον δείκτη ανεργίας των νέων. Και αυτό γιατί, η τιμή του δείκτη είναι αρνητική (-0.0033) και στατιστικά σημαντική (έλεγχος σε επίπεδο σημαντικότητας 1%). Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι αρνητικός (-0.0026) και στατιστικά μη σημαντικός. Επιπρόσθετα, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση ($CONS_{est-1}$) έχει αρνητική τιμή (-0.0083) και είναι στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 1%). Συνεπώς, η αίσθηση των καταναλωτών σχετικά με την προσωπική τους οικονομική κατάσταση αλλά και την κατάσταση της εθνικής οικονομίας, τον Δεκέμβριο 2001 - Δεκέμβριο 2012, επηρέασε θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων¹⁴. Τέλος, η αύξηση του πραγματικού μεγέθους του εισοδήματος των καταναλωτών (ΑΕΠ) είχε αντίθετη σχέση με την απασχόληση στην ομάδα που μελετάται, η οποία όμως είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Για το Ηνωμένο Βασίλειο, τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών ($EMPTTEENS_{ukt}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{ukt}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{ukt}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{ukt}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{ukt}$) στον χρόνο t , με σκοπό να υπολογίσουμε την εξίσωση (6), συνοψίζονται στον πίνακα 14. Τα αποτελέσματα προέκυψαν από την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων ακολουθώντας κανονική κατανομή.

¹⁴ Οι τιμές του δείκτη σε επίπεδο είναι αρνητικές.

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
c	0.003	0.0029	1,1012	0.2729
lnRMW _{ukt}	-0.2158	0.0424	-5,088	0.0000
UI _{ukt}	-0.026	0.0161	-1,614	0.1089
lnCONS _{ukt}	-0.0026	0.0012	-2	0.0288
lnCONS _{ukt-1}	-0.0026	0.0015	-1,6804	0.0954
lnGDP _{ukt}	0.1945	0.0576	3,374	0.0010
R^2	0,286			
R^2_{adj}	0,263			
Durbin-Watson	1,956			

Πίνακας 14: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Αγγλία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, CONS δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και RGDP το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t-statistics, τα p-values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.286$, δηλ. το μοντέλο, εξηγεί το 28.6 % της διασποράς ή της συνολικής πληροφορίας. Επομένως, η απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 28.6 % από τις ανεξάρτητες μεταβλητές

($EMPTEENS_{ukt}$, RMW_{ukt} , UI_{ukt} , $CONS_{ukt}$) στο συγκεκριμένο διάστημα.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.263$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 26.3% στον πληθυσμό.

Ελέγχοντας επιπλέον την τιμή του Durbin-Watson τεστ, διαπιστώσουμε την ανεξαρτησία των μεταβλητών και την εγκυρότητα του μοντέλου. Το Durbin-Watson = 1.956, τιμή πολύ κοντά στην κριτική τιμή 2, οπότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Επομένως, το μοντέλο που επιλέγει η παρούσα μελέτη για να διαπιστώσει εάν η μεταβολή του βασικού μισθού επηρεάζει θετικά ή αρνητικά την απασχόληση, χρησιμοποιώντας ως βασική μεταβλητή ελέγχου τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, θεωρείται έγκυρο.

Η αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού στην Αγγλία, κατά την περίοδο Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριος 2012, επηρεάζει την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών αρνητικά (θετικά), καθώς ο εκτιμητής είναι αρνητικός (-0.2158) και είναι

στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Η απασχόληση των Άγγλων κάτω των 25 ετών, δεν επηρεάστηκε από τα ποσοστά ανεργίας των νέων, στο υπό εξέταση διάστημα. Η τιμή του δείκτη είναι αρνητική (-0.026) μεν αλλά στατιστικά μη σημαντική. Ο δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι αρνητικός (-0.0026) και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Επιπλέον, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση έχει αρνητική τιμή (-0.0026) και είναι στατιστικά σημαντική (επίπεδο σημαντικότητας 10 %). Συμπερασματικά, λαμβάνοντας υπόψη τις τιμές του δείκτη σε επίπεδο, οι προσωπικές εκτιμήσεις των Άγγλων σχετικά με τις προσωπικές και περιβάλλοντες οικονομικές συνθήκες, επηρέασαν θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων. Αναφορικά με την αύξηση του πραγματικού μεγέθους του εισοδήματος επέφερε αύξηση στην απασχόληση των Άγγλων κάτω των 25 που ήταν μάλιστα στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Στον πίνακα 15 εμφανίζονται οι εκτιμήσεις της παλινδρόμησης μεταξύ της απασχόλησης των νέων κάτω των 25 ετών στην Ολλανδία ($EMPTTEENS_{nlt}$), του πραγματικού βασικού μισθού (RMW_{nlt}), του δείκτη ανεργίας των νέων κάτω των 25 ετών (UI_{nlt}), του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ($CONS_{nlt}$) και του πραγματικού εισοδήματος ($RGDP_{nlt}$) στον χρόνο t , για τον υπολογισμό της εξίσωσης (6). Τα αποτελέσματα προέκυψαν από το μοντέλο EGARCH (1,1) ακολουθώντας κανονική κατανομή.

	Συντελεστές	Τυπικό σφάλμα	t	τιμή-P
c	-0.004	0.0033	-1,3706	0.173
lnRMWnlt	-0.469	0.1406	-3,3393	0.001
UInlt	0.055	0.0421	1,3026	0.195
lnCONSnl	0.004	0.0009	4	0.000
lnCONSnl-1	-0.0006	0.0009	-0.6176	0.538
lnGDPnl	0.688	0.1370	5,0223	0.000
R^2	0,133			
R^2_{adj}	0.074			
Durbin-Watson	2,33			

Πίνακας 15: Επίδραση του βασικού μισθού και της καταναλωτικής εμπιστοσύνης στην απασχόληση των νέων στην Ολλανδία. Ο πίνακας περιλαμβάνει τα αποτελέσματα από το μοντέλο παλινδρόμησης: c η σταθερά, RMW ο πραγματικός βασικός μισθός, UI ο δείκτης ανεργίας των νέων, CONS δείκτης καταναλωτικής εμπιστοσύνης και RGDP το πραγματικό εισόδημα. Αναφέρονται οι εκτιμητές, τα τυπικά σφάλματα, t-statistics, τα p-values της μηδενικής υπόθεσης ενός μηδενικού εκτιμητή, η τιμή του Durbin-Watson test, το R^2 και το R^2_{adj} .

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ο συντελεστής προσδιορισμού $R^2 = 0.133$. Τιμή που υποδηλώνει ότι το μοντέλο, εξηγεί το 13.3 % της συνολικής πληροφορίας, δηλ. η απασχόληση των νέων Ολλανδών κάτω των 25 ετών, προβλέπεται κατά 13.3 % από τις ανεξάρτητες μεταβλητές (RMW_{nlt} , UI_{nlt} , $CONS_{nlt}$, $RGDP_{nlt}$) στο διάστημα Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριος 2012.

Ο Προσαρμοσμένος (στους β.ε.) Συντελεστής Προσδιορισμού $R^2_{adj} = 0.074$, φανερώνει ότι το παλινδρομικό μοντέλο που έχω επιλέξει προσαρμόζεται κατά 7.4% στον πληθυσμό.

Χρειάζεται επομένως να αξιολογηθεί η τιμή του Durbin-Watson τεστ, για να διαπιστώσουμε εάν οι μεταβλητές είναι ανεξάρτητες και το μοντέλο έγκυρο. Το Durbin-Watson = 2.33, οπότε συμπεραίνουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Επομένως, ορθά έχουν επιλεγεί οι συγκεκριμένες ανεξάρτητες μεταβλητές για να περιγράψουν το επίπεδο της απασχόλησης των νέων κάτω των 25, στο διάστημα Δεκέμβριος 2001- Δεκέμβριος 2012.

Ερμηνεύοντας τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρατηρούμε ότι η αύξηση (μείωση) του κατώτατου μισθού, μειώνει (αυξάνει) την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών, στην Ολλανδία. Η τιμή του εκτιμητή είναι - 0.469 και στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η τιμή του εκτιμητή είναι

συνεπής με ένα μέρος της υπάρχουσας διεθνούς βιβλιογραφίας.

Η ανεργία των Άγγλων, στο διάστημα που εξετάζει η μελέτη, δεν επηρέασε την απασχόληση των νέων κάτω των 25 ετών. Η τιμή του δείκτη είναι θετική (0.055) και στατιστικά μη σημαντική. Η τιμή του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης είναι θετική (0.004) και στατιστικά σημαντική, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Συνεπώς, η αίσθηση των καταναλωτών σχετικά με την προσωπική τους οικονομική κατάσταση αλλά και την οικονομική κατάσταση της χώρας τους, επηρέασε θετικά το επίπεδο της απασχόλησης των νέων κυρίως κατά τα διαστήματα Φεβρουάριος 2003-Ιανουάριος 2006, Μάιος 2008 - Σεπτέμβριος 2010 και Απρίλιος 2011-Δεκέμβριος 2012. Ωστόσο, η χρονική υστέρηση του δείκτη κατά μία παρατήρηση δεν είναι στατιστικά σημαντική στην περίπτωση της Ολλανδίας. Δηλαδή, η απαισιοδοξία των καταναλωτών π.χ. τον Δεκέμβριο του 2004 σχετικά με την προσωπική τους οικονομική κατάσταση αλλά και την κατάσταση της εθνικής οικονομίας, δεν επέδρασε στην διαμόρφωση της απασχόλησης των νέων τον Ιανουάριο του 2005. Ολοκληρώνοντας την περιγραφή των αποτελεσμάτων για την απασχόληση των νέων Ολλανδών, η αύξηση του πραγματικού μεγέθους της οικονομίας (ΑΕΠ) επέφερε αύξηση κατά την χρονική περίοδο που εξετάζει η έρευνα, και μάλιστα στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Συνοψίζοντας, αξίζει να παρουσιάσουμε μια συνολική εικόνα των δύο βασικών ανεξάρτητων μεταβλητών, του κατώτατου μισθού και του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης που η συγκεκριμένη μελέτη είχε υποθέσει ως τους κύριους προσδιοριστικούς παράγοντες της απασχόλησης, στο διάστημα Δεκέμβριος 2001-Δεκέμβριος 2012, για τους νέους ηλικίας 15-24 ετών. Στις υπό εξέταση χώρες και συγκεκριμένα στην Ελλάδα, την Γαλλία, την Πορτογαλία και την Ισπανία, η επίδραση των κατώτατων αποδοχών είναι θετική και στατιστικά σημαντική στην απασχόληση των νέων με υψηλότερη τιμή αναφοράς στην Πορτογαλία. Συγκεκριμένα, η απασχόληση των Πορτογάλων μεταξύ 15-24 ετών επηρεάζεται θετικά και μάλιστα κατά 47.8% σε μια μεταβολή του κατώτατου μισθού κατά μία μονάδα. Τα εν λόγω αποτελέσματα συνάδουν με την νεότερη άποψη (Card and Krueger, 1995) ενώ έρχονται σε αντίθεση με τους Dolton and Bondibene (2012), οι οποίοι επιβεβαιώνουν την άποψη της κλασσικής βιβλιογραφίας ότι η αύξηση του βασικού μισθού επιδρά αρνητικά στην απασχόληση των νέων. Στην περίπτωση της

Ιρλανδίας οι βασικές αποδοχές επηρεάζουν οριακά θετικά το επίπεδο απασχόλησης των νέων αλλά η επιρροή δεν είναι στατιστικά σημαντική. Αναφορικά με το Ηνωμένο Βασίλειο και την Ολλανδία σημειώνεται αρνητική σχέση μεταξύ κατώτατων αποδοχών και απασχόλησης και μάλιστα στατιστικά σημαντική. Μεταξύ των επτά στην Ολλανδία παρατηρείται η μεγαλύτερη αρνητική επίδραση, καθώς η μεταβολή του βασικού μισθού φαίνεται να επιφέρει μείωση της απασχόλησης των νέων Ολλανδών κατά 46.9%.

Η παρούσα εργασία καινοτομεί στην προσέγγιση των παραγόντων που επηρεάζουν την απασχόληση στο υπό μελέτη διάστημα, στο δείγμα αναφοράς, αναδεικνύοντας τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ως επιπλέον χρήσιμη μεταβλητή ελέγχου. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα και στις 7 χώρες της έρευνας η καταναλωτική εμπιστοσύνη των ευρωπαίων είναι στατιστικά σημαντική με οριακά θετική επίδραση, εάν λάβουμε υπόψη ότι οι τιμές του δείκτη στο δείγμα είναι αρνητικές και οι τιμές των συντελεστών για κάθε χώρα επίσης, αρνητικές.

7. Συμπεράσματα

Η συγκεκριμένη μελέτη επιχείρησε να ελέγξει τις μεταβολές της απασχόλησης ως προς τις μεταβολές του κατώτατου μισθού, στα παρακάτω κράτη-μέλη της ευρωζώνης: Ελλάδα, Γαλλία, Ιρλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία, Ηνωμένο Βασίλειο, Ολλανδία. Αξιοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία, από τον Δεκέμβριο 2001-Δεκέμβριο 2012, για την απασχόληση των νέων ηλικίας 15-24 ετών, οι οποίοι αποτελούν μια από τις ομάδες στο σύνολο του απασχολούμενου πληθυσμού που αμείβεται με τις κατώτατες αποδοχές ([Brown et al., 1982](#), [Dolado et al., 1996](#), [Abowd et al., 1999](#), [OECD, 1998](#), [Rycx and Kampelmann, 2012](#)).

Η παρούσα μελέτη πρωτοτυπεί χρησιμοποιώντας τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης, ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή για την εκτίμηση της συμπεριφοράς του δείκτη της απασχόλησης των νέων. Η καταναλωτική εμπιστοσύνη αποτελεί μέτρο οικονομικής συγκυρίας που εκφράζει την αισιοδοξία των καταναλωτών σχετικά με το σύνολο της οικονομίας και της προσωπικής τους οικονομικής κατάστασης. Συνεπώς, ενδιαφέρει παράγοντες, όπως κεντρικές τράπεζες και κυβερνήσεις, εθνικούς και υπερεθνικούς οργανισμούς, και εταιρικούς ομίλους. Δεν είναι τυχαίο επομένως τυχαίο το ενδιαφέρον της διεθνούς βιβλιογραφίας.

Επιπρόσθετα, η εργασία καινοτομεί καθώς για την οικονομετρική ανάλυση χρησιμοποιεί μοντέλα της οικογένειας General AutoRegressive Conditional Heteroskedastic (GARCH). Ενώ η προηγούμενη βιβλιογραφία που πραγματοποίησε οικονομετρική ανάλυση χρονοσειρών, αγνόησε τις παραπάνω επιδράσεις. Τρίτον, η μελέτη συμπληρώνει την βιβλιογραφία σχετικά με την επίδραση του βασικού μισθού στην απασχόληση στην περίπτωση της Ελλάδος, καθώς από όσο γνωρίζουμε υπάρχουν δύο αντίστοιχες δημοσιευμένες έρευνες ([Koutsogeorgopoulou, 1994](#), [Karageorgiou, 2004](#)).

Αναφορικά με τα αποτελέσματα, στην Ελλάδα, την Γαλλία, την Πορτογαλία και την Ισπανία, η επίδραση των κατώτατων αποδοχών είναι θετική και στατιστικά σημαντική στην απασχόληση των νέων με υψηλότερη τιμή αναφοράς στην Πορτογαλία. Συγκεκριμένα, η απασχόληση των Πορτογάλων μεταξύ 15-24 ετών επηρεάζεται θετικά και μάλιστα κατά 47.8% σε μια μεταβολή του κατώτατου μισθού.

Στην περίπτωση της Ιρλανδίας οι βασικές αποδοχές επηρεάζουν οριακά θετικά το επίπεδο απασχόλησης των νέων αλλά η επιρροή δεν είναι στατιστικά σημαντική. Στο Ηνωμένο Βασίλειο και την Ολλανδία σημειώνεται αρνητική σχέση μεταξύ κατώτατων αποδοχών και απασχόλησης και μάλιστα στατιστικά σημαντική. Μεταξύ των επτά στην Ολλανδία παρατηρείται η μεγαλύτερη αρνητική επίδραση, καθώς η μεταβολή του βασικού μισθού φαίνεται να επιφέρει μείωση της απασχόλησης των νέων Ολλανδών κατά 46.9%.

Όσον αφορά την καταναλωτική εμπιστοσύνη των ευρωπαίων είναι στατιστικά σημαντική με οριακά θετική επίδραση και στις 7 χώρες της έρευνας, εάν λάβουμε υπόψη ότι οι τιμές του δείκτη στο δείγμα είναι αρνητικές και οι τιμές των συντελεστών για κάθε χώρα επίσης, αρνητικές.

Κάθε μελετητής αλλά και κάθε αναπτυξιακή πολιτική οφείλει να λαμβάνει υπόψη σε κάθε πρόταση-σχέδιο ότι ο μισθός είναι στις περισσότερες περιπτώσεις, η μοναδική πηγή εισόδου των εργαζομένων. Ένα κράτος δικαίου επομένως υποχρεούται να ορίζει την οικονομική αναπτυξιακή πολιτική του με γνώμονα μεταξύ πολλών και το ύψος του εισοδήματος των καταναλωτών του. Τα αποτελέσματα της έρευνας αναδεικνύουν τόσο τον κατώτατο μισθό όσο και τον δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης ως εργαλεία των κρατών – μελών για την βιώσιμη, χωρίς αποκλεισμούς ανάπτυξη που ορίζει η στρατηγική «Ευρώπη 2020». Η ανάγκη εφαρμογής συνολικών και σημαντικών διαρθρωτικών ρυθμίσεων, με στόχο την τόνωση της απασχόλησης και της παραγωγής, επιβεβαιώνει την σπουδαιότητα της χρήσης των ορίων στις κατώτατες αποδοχές, καθώς και της εκτίμησης των καταναλωτικών αναγκών. Άλλωστε η Ευρώπη οφείλει να είναι όχι μόνο παραγωγική και ανταγωνιστική, αλλά πρώτα και πάνω από όλα κοινωνική με σκοπό το σεβασμό απέναντι στον σύγχρονο άνθρωπο και τις μελλοντικές γενιές.

Ο καθορισμός ενός επιπέδου κατώτατων μισθών, ως αποτέλεσμα κοινωνικού διαλόγου μεταξύ εργοδοτών και εργαζομένων υπό το πρίσμα συλλογικών διαπραγματεύσεων θεωρείται απαραίτητος προκειμένου η εργασία, αναφαίρετο δικαίωμα κάθε πολίτη ενός κράτους-μέλους, να αμείβει περισσότερο και ικανοποιητικότερα κάθε ευρωπαίο σε σχέση με το κράτος πρόνοιας. Φυσικά, οι κατώτατες αποδοχές δεν είναι το μοναδικό μέσο ώστε ο ευρωπαίος πολίτης να μην

αποκλείεται κοινωνικά. Διαφόρων ειδών επιδόματα (επίδομα μητρότητας, επίδομα θέρμανσης, κ.ά), κοινωνικές παροχές και διευκολύνσεις (π.χ. φορολογική διευκόλυνση σε χαμηλόμισθους), συνδυαστικά με τον κατώτατο μισθό μπορούν να χαρακτηρίζουν την αγορά εργασίας ανταγωνιστική, προάγοντας παράλληλα την κοινωνική ευημερία.

Ολοκληρώνοντας, η παρούσα εργασία αποτελεί κίνητρο για μελλοντική διερεύνηση των μεταβολών της απασχόλησης και τους παράγοντες που την καθορίζουν. Επόμενες έρευνες θα μπορούσαν να εξερευνήσουν την προβλεπτική ικανότητα του δείκτη καταναλωτικής εμπιστοσύνης σχετικά με το επίπεδο απασχόλησης των νέων αλλά και άλλων ηλικιακών ομάδων. Λαμβάνοντας υπόψη βέβαια την υπόσταση του καταναλωτή ως εργαζόμενου ο οποίος αμείβεται υπό διαφορετικούς θεσμούς και νόμους.

8. Βιβλιογραφία

- Acemoglu, D., and Scott, A. (1994). 'Consumer confidence and rational expectations: Are agents' beliefs consistent with the theory?' *The Economic Journal*, Vol.104, pp. 1–19.
- Acemoglu, D., and Pischke, J. (1998). 'Why Do Firms Train? Theory and Evidence'. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, pp. 79–119.
- Abowd, J., Kramarz, F. and Margolis, D. (1999). 'Minimum Wages and Employment in France and the United States.' *Working Paper*. National Bureau of Economic Research.
- Baker, M., Benjamin, D. and Stanger, S. (1999). 'The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law'. *Journal of Labor Economics*. Vol. 17, pp. 318-50.
- Baker M. and Wugler J. (2007). 'Investor Sentiment in the Stock Market'. *Journal of Economics Perspectives*. Vol.21, pp129-151
- Barsky, R. B., and Sims, E. R. (2012). 'Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence'. *American Economic Review*, Vol. 102, pp. 1343-1377.
- Batchelor, R. and Dua, P. (1998). 'Improving macro-economic forecasts: The role of consumer confidence'. *International Journal of Forecasting*. Vol 14, pp. 71–81.
- Bazen, S. and Le Gallo, J. (2009). 'The state–federal dichotomy in the effects of minimum wages on teenage employment in the United States'. *Economics Letters*. Vol. 105, pp. 267–269.
- Bazen, S. and Marimoutou, V. (2002). 'Looking for a Needle in a Haystack? A Re-examination of the Time Series Relationship between Teenage Employment and Minimum Wages in the United States.' *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 64, pp. 699-725.
- Bazen, S. and Skourias, N. (1997). 'Is There a Negative Effect of Minimum Wages in France?' *European Economic Review*. Vol. 57, pp.723-732.
- Bell, L. (1997). 'The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia.' *Journal of Labor Economics*. Vol. 15, pp. S102-S135.
- Bollerslev, T. (1987). 'A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return', *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307–327.

- Boockmann, B. (2010). 'The Combined Employment Effects of Minimum Wages and Labor Market Regulation—a Meta-Analysis'. *Applied Economics Quarterly*. Vol. 61, pp. 167-188.
- Bram, J. and Ludvigson, S. (1998). 'Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race'. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy*. Vol. 4, pp. 59–78.
- Brown, C. (1999). 'Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income.' *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. pp. 2101-2163. New York: Elsevier.
- Brown, C., Gilroy, C. and Kohen, A. (1982). 'The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment.' *Journal of Economic Literature*. Vol. 20, pp. 487-528.
- Burkhauser, R., Couch, K. and Wittenberg, D. (2000). 'A reassessment of the new economics of the minimum wage literature using monthly data from the CPS'. *Journal of Labor Economics*. Vol. 18, pp. 653–680.
- Calvo, G. and Wellisz, S. (1979). 'Hierarchy, ability and income distribution'. *Journal of Political Economy*.
- Campolieti, M., Gunderson, M., and Riddell, C. (2006). 'Minimum wage impacts from a prespecified research design: Canada 1981–1997'. *Industrial Relations*. Vol. 45, pp. 195–216.
- Campolieti, M., Fang, T. and Gunderson, M. (2005). 'Minimum wage impacts on youth employment transitions, 1993–1999'. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 38, pp. 81–104.
- Card, D. (1992). 'Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage.' *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, pp. 22-37.
- Card, D. and Krueger, A. (1995). 'Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage'. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Carroll, C. D., Fuhrer, J. C., and Wilcox, D. W. (1994). 'Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?' *American Economic Review*, Vol. 84, pp. 1397–1408.
- Dées, S. and Brinca, P.S. (2011). 'Consumer confidence as a predictor of consumption spending: evidence for the United States and the euro area'. *Working Paper*. European Central Bank.

- Dickey, D. and Fuller, W. (1979). 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root', *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427–431.
- Dolado, J., Felgueroso, F. and Jimeno, F. (2000). 'The Role of the Minimum Wage in the Welfare State: An Appraisal.' *Swiss Journal of Economics and Statistics*. Vol. 136, pp. 223-245.
- Dolado, J., Kramarz F., Machin, S., Manning, A., Margolis, D., Teulings, C., Saint-Paul, G. and Keen, M. (1996). 'The Economic Impact of Minimum Wages in Europe.' *Economic Policy*. Vol. 11, pp. 317-72.
- Dolton, P. and Bondibene, C. (2012). 'The international experience of minimum wages in an economic downturn', *Economic Policy*. Vol. 61, pp. 99 -142.
- Doucouliafos, C. and Stanley, T. (2009). 'Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis'. *British Journal of Industrial Relations*. Vol. 47, pp. 406-428.
- Durbin, J. and Watson, G. S. (1950). 'Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I.' *Biometrika*. Vol. 37, 409–428.
- Durbin, J. and Watson, G. S. (1951). 'Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II.' *Biometrika*. Vol. 38, 159–179.
- Easaw, J., Garatt, D. and Heravi, S. (2005). 'Does consumer sentiment accurately forecast UK household consumption? Are there any comparisons to be made with the US?', *Journal of Macroeconomics*, Vol. 27, pp. 517–532.
- Engle, R. (1982). 'Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation', *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987–1007.
- Engle, R. and Ng, V. (1993). 'Measuring and testing the impact of news on volatility', *The Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 1749–1778.
- Eppright, D. R., Arguea, N. M., & Huth, W. L. (1998). 'Aggregate consumer expectation indexes as indicators of future consumer expenditures'. *Journal of Economic Psychology*, Vol. 19, pp. 215–235.
- Fajnzylber, P. (2001). 'Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution: Evidence from Brazil's Formal and Informal Sectors.' *Unpublished paper*, Department of Economics and CEDEPLAR, Universidade Federal do Belo Horizonte.
- Fisher, K., Statman, M. (2003), 'Consumer confidence and stock returns'. *Journal of*

- Portfolio Management*. Vol. 30, pp. 115-127.
- Garrett, T. A., Hernández-Murillo, R. and Owyang, M. (2005). 'Does consumer sentiment predict regional consumption?'. Review. pp. 123-135.
- Gelper, S., Lemmens, A., & Croux, C. (2007). 'Consumer sentiment and consumer spending: Decomposing the Granger causal relationship in the time domain'. *Applied Economics*, Vol. 39, pp. 1-11.
- Giacomini, R., Gottschling, A., Haefke, C. and White, H. (2008). 'Mixtures of t-distributions for finance and forecasting', *Journal of Econometrics*, Vol. 144, pp. 175-192.
- Gindling, T.H. and Terrell, K. (2010). 'Minimum Wages, Globalization, and Poverty in Honduras.' *World Development*. Vol. 38, pp. 908-918.
- Glosten, L., Jagannathan, R. and Runkle D. (1993). 'On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks', *The Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 1779-1801.
- Greene, W. (2008). '*Econometric Analysis*'. 7th Edition.
- Howrey, E. P. (2001). 'The predictive power of the index of consumer sentiment'. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 176-216.
- Huth, W. L., Eppright, D. R., and Taube, P. M. (1994). 'The indexes of consumer sentiment and confidence: leading or misleading guides to future buying behavior'. *Journal of Business Research*, Vol. 29, pp. 199-206.
- Jansen, J. and Nahuis, N. (2003). 'The stock market and consumer confidence: European evidence'. *Economics Letters*. Vol. 79, pp. 89-98.
- Karageorgiou, L. (2004). 'The Impact of Minimum Wage on Youth and Teenage Employment in Greece'. *Spoudai*, Vol. 54, pp. 39-67.
- Katona, G. (1951). 'Psychological analysis of economic behavior'. New York: McGraw-Hill (reprinted 1977).
- Katona, G. (1975). 'Psychological economics'. Amsterdam: Elsevier.
- Katz, L., and Krueger, A. (1992). 'The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry.' *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, pp. 6-21.
- Koutsogeorgopoulou, V. (1994). 'The impact of minimum wages on industrial wages and employment in Greece'. *International Journal of Manpower*. Vol. 2.
- Kwan, A. C. C., and Cotsomitis, J. A. (2006). 'The usefulness of consumer confidence in forecasting household spending in Canada: A national and regional

- analysis'. *Economic Inquiry*, Vol. 44, pp. 185–197.
- Laroque, G. and Salanié, B. (2002). 'Labour Market Institutions and Employment in France.' *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 17, pp. 25-48.
- Lemmon, M. and Portniaguina, E. (2006). 'Consumer confidence and asset prices: some empirical evidence. *Review of Financial Studies*. Vol. 19, pp. 1499–1529.
- Lemos, S. (2004). 'Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil'. *Economia*. Vol. 5, pp. 219-66.
- Lemos, S. (2006). 'Minimum Wage Effects in a Developing Country'. University of Leicester Discussion Paper 01/06.
- Lemos, S. (2007). 'The Effects of the Minimum Wage in the Private and Public Sectors in Brazil.' *Journal of Development Studies*. Vol. 43, pp. 700-720.
- Ludvigson, S. (1999). 'Consumption and credit: A model of time-varying liquidity constraints'. *Review of Economics and Statistics*. Vol 81, pp. 434–447.
- Ludvigson, S. (2004). 'Consumer confidence and consumer spending'. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, pp. 29–50.
- Machin, S. and Manning, A. (1997). 'Minimum Wages and Economic Outcomes in Europe.' *European Economic Review*. Vol. 41, pp. 733-42.
- Maloney, W. F. and Nuñez M. (2004). 'Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America.' *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, pp. 109-30. Chicago: University of Chicago Press.
- Mourougane, A. and Roma, M. (2003). 'Can confidence indicators be useful to predict short term real GDP growth?' *Applied Economics Letters*. Vol. 10, pp. 519–522.
- Nelson, D. (1991). 'Conditional heteroskedasticity in asset returns', *Econometrica*, Vol. 59, pp. 347–370.
- Neumark, D. and Wascher, W. (1992). 'Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.' *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, pp. 55-81.
- Neumark, D. and Wascher, W. (1998). 'Is the Time-Series Evidence on Minimum Wage Effects Contaminated by Publication Bias?'. *Economic Inquiry*. Vol. 36, pp. 458-470.
- Neumark, D. and Wascher, W. (1999). 'A Cross-National Analysis of the Effects of Minimum Wages on Youth Employment'. *Working Paper*. National Bureau of

Economic Research.

- Neumark, D. and Wascher, W. (2006). 'Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research,' *Working Paper*. University of California-Irvine, Department of Economics.
- Neumark, D. and Wascher, W. (2008). '*Minimum Wages*'. MIT Press.
- Neumark, D, Schweitzer, M. and Wascher, W. (2004). 'Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution'. *Journal of Human Resources*. Vol. 39, pp. 425-50.
- Organization for Economic Co-operation and Development. (1998). *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- Otoo, M. (1999). 'Consumer Sentiment and the Stock Market'. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Pereira, S. (2003). 'The impact of minimum wages on youth employment in Portugal'. *European Economic Review*. Vol. 47, pp. 229 – 244.
- Praet, P. and Vuchelen, J. (1989). 'The contribution of consumer confidence indexes in forecasting the effects of oil prices on private consumption'. *International Journal of Forecasting*. Vol. 5, pp. 393–397.
- Ramalho, E.A., Caleiro, A., and Dionfsio, A. (2011) . Explaining consumer confidence in Portugal, *Journal of Economic Psychology*. Vol. 32, pp. 25-32.
- Rebitzer, J. and Taylor, L. (1995). 'The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas'. *Journal of Public Economics*. Vol. 56, pp. 245-255.
- Romer, C.D. (1990). 'The Great Crash and the Onset of the Great Depression'. *Quarterly Journal of Economics*. Vol.105, pp. 597–624.
- Rycx, F. and Kampelmann, S. (2012). 'Who earns minimum wages in Europe? New evidence based on household surveys.' Working Paper. European Trade Union Institute.
- Sabia, J. J. (2009). 'The Effects of Minimum Wage Increases on Retail Employment: New Evidence from Monthly CPS Data.' *Journal of Labor Research*. Vol. 30, pp. 75-97.
- Sen, A., Rybczynski, K. and Van De Waal, C. (2004). 'Teen employment, poverty and the minimum wage: Evidence from Canada'. *Labour Economics*. Vol. 18, pp. 36-47.
- Singal, M. (2012). 'Effect of consumer sentiment on hospitality expenditures and

stock returns. *International Journal of Hospitality Management*. Vol. 31, pp. 511-521.

Slacalek, J. (2004). 'Forecasting consumption'. *Working paper*. German Institute for Economic Research.

Sum, V. (2012). 'Unemployment, Consumer Confidence, Business Confidence, Inflation and Monetary Policy'. *Working Paper*. University of Maryland.

Vuchelen, J. (2004). 'Consumer sentiment and macroeconomic forecasts'. *Journal of Economic Psychology*, Vol. 25, pp. 493–506.

Williams, N. and Mills, J. (2001). 'The Minimum Wage and Teenage Employment: Evidence from Time Series'. *Applied Economics*. Vol. 33, pp. 285-300.