

# REGIONAL CONVERGENCE IN THE UNITED STATES: FACT OR FICTION?

By Efthymios G. Tsionas

## 1. Introduction<sup>1</sup>

Regional divergence is a multi-dimensional phenomenon that has puzzled experts in the field of regional economics for many years and many theories have been advanced to explain regional inequality<sup>2</sup>. Despite the abundance of theoretical explanations of the process of regional inequality, it is not clear whether or not less developed regions are catching up with richer regions -what is commonly known as the «convergence hypothesis» in the context of growth theory. At the heart of this debate stands a fundamental controversy about whether or not economic homogenisation takes place. If this is

---

1. *Council of Economic Advisors, Ministry of National Economy, Athens, Greece.*

2. *These theories include: Myrdal's cumulative causation, McCrone's notion that regions can remain underdeveloped because there does not exist a product that the region can produce while other regions cannot produce it more efficiently, theories based on the spatial distribution of natural resources, regional trade approaches etc.*

# ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΙΣ ΗΠΑ: ΓΕΓΟΝΟΣ Ή ΦΑΝΤΑΣΙΑ

Του κ. Ευθυμίου Γ. ΤΣΙΩΝΑ

Μέλους του Συμβουλίου Οικονομικών  
Εμπειρογνομόνων του Υπουργείου  
Εθνικής Οικονομίας

## 1. Εισαγωγή

Η περιφερειακή απόκλιση είναι ένα πολυδιάστατο φαινόμενο, που έχει προβληματίσει τους ειδικούς στο πεδίο της περιφερειακής οικονομικής για αρκετά χρόνια και πολλές θεωρίες έχουν προταθεί για να ερμηνεύσουν την περιφερειακή ανισότητα. Το βασικό πρόβλημα φαίνεται να είναι το κατά πόσον μία διαδικασία οικονομικής ομογενοποίησης λαμβάνει χώρα. Στην περίπτωση αυτή, η περιφερειακή ανισότητα δεν θα είναι μόνιμο φαινόμενο διαχρονικά.

Η βιβλιογραφία που ασχολείται με το θέμα της σύγκλισης στα νέα οικονομικά της οικονομικής ανάπτυξης είναι σχετική με το θέμα αυτό (Barro and Sala-I-Martin 1995). Οι Barro και Salas-I-Martin (1995) έχουν προτείνει δύο μέτρα σύγκλισης, την β- και σ-σύγκλιση. Η έννοια της β-σύγκλισης αναφέρεται στο γεγονός, ότι περιοχές

indeed the case, regional inequality should be non-persistent as time passes.

Much of the convergence literature in the new empirics of economic growth (Barro and Sala-i-Martin, 1995) is also relevant in a regional context. Barro and Sala-i-Martin have proposed two measures of convergence,  $\beta$ - and  $\sigma$ -convergence. The notion of  $\beta$ -convergence relates to the fact that regions that start out poorer tend to display higher rates of growth, implying a negative correlation between growth rates and initial levels of income. The notion of  $\sigma$ -convergence implies that the dispersion of regional per capita income tends to fall over time. Sala-i-Martin (1996) is one of the first applications of convergence notions in regional economics. In the growth literature, evidence has been provided recently to find little support for convergence in an international level, see for example Canova and Marcet (1995), Desdoigt (1994), Durlauf and Johnson (1995) and Lee, Pesaran and Smith (1997a,b). The orthodox view that rich and poor countries are in fact converging towards the same level of per capita income, has been obtained from analyses of aggregate data in a group of countries in a period set between 1960 and 1990 (Mankiw et.al, 1992 and Barro and Sala-i-Martin, 1995). Galli (1997) uses a panel data set of labor productivities in 20 industrial sectors of the European Union for the period 1960-1993, to conclude that in the long run, a period of convergence may be followed by a period of divergence, as a consequence of

**Κωνσταντίνος ΓΕ. Αθανασόπουλος**

Καθηγητής Τμήμ. Αστ. Περιφ. Ανάπτ. Παντείου Πανεπιστ. Κοινων. Πολ. Επ. Αθηνών

## **ΘΕΣΜΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ**

Τόμος Α

Περίοδος 1952-1990

Γ' έκδοση

Αθήναι, 1996

που ξεκινούν από χαμηλά επίπεδα εισοδήματος τείνουν να αναπτύσσονται ταχύτερα, πράγμα που συνεπάγεται αρνητική συσχέτιση των ρυθμών ανάπτυξης με τα αρχικά επίπεδα εισοδήματος. Η  $\sigma$ -σύγκλιση συνεπάγεται ότι η διακύμανση του περιφερειακού κατά κεφαλή εισοδήματος παρουσιάζει μία διαχρονική τάση μείωσης. Ο Sala-i-Martin (1996) πρότεινε την πρώτη εφαρμογή αυτών των μεθόδων στα περιφερειακά οικονομικά. Πάντως, στην βιβλιογραφία της οικονομικής ανάπτυξης υπάρχουν πολύ λίγα στοιχεία για να στηρίξουν την υπόθεση, ότι υπάρχει σύγκλιση σε διεθνές επίπεδο.

radical technological and economic transformations.

The purpose of the present paper is to examine regional convergence in the U.S.. The adopted approach is largely innovative. The study does look at concepts of  $\beta$ -and  $\sigma$ -convergence but focuses more on how the entire distribution of income across regions shifts over time. This concept plays a critical role in assessing persistence of income disparities over time (Quah, 1996a,b). The use of non-parametric techniques is prominent in approaches that rely on shifts of the entire income distribution, see for example Desdoigts (1994) and Bianchi (1997). Such techniques can be used to obtain the distribution of income across countries or across regions, test the hypothesis that the distribution is bimodal and perform discriminant analysis<sup>3</sup>.

One problem with this approach is that, typically, applied researchers do not have at their disposal the lengths of data records that are required by non-parametric techniques. This is even more so in applied regional economics where the number of regions is typically small. For this reason, the study uses a parametric approach based on a finite scale mixture of normal distributions to model the regional distribution of income.

## 2. The neoclassical convergence hypothesis

According to the neoclassical

3. *Bianchi (1997) considers bimodality tests based on the magnitude of the smoothing parameter in kernel density estimation.*

**Κωνσταντίνος Γ. Αθανασόπουλος**

Καθηγητής Τμήμ. Αστ. Περιφ. Ανάπτ. Παντείου Πανεπιστ. Κοινων. Πολ. Επ. Αθηνών

## ΘΕΣΜΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΠΕΡΙΦΕΡΕΙΑΚΗΣ ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ

Τόμος Β΄

Περίοδος 1990-1995

Γ΄ έκδοση

Συνταγματικές ρυθμίσεις Νομοθετήματα εκδοθέντα κατά την περίοδο 1990-1995 για θέματα ανάπτυξης. Ν. 1892/1990. Υπουργικές Αποφάσεις. Πράξεις Διοικητικού Τραπέζης της Ελλάδος. Προεδρικά Διατάγματα. Ν. 1972/1991. Ν. 2008/1992. Ν. 2234/1994. «Προκαταρκτικά» Πενταετούς Προγράμματος Οικονομικής και Κοινωνικής Ανάπτυξης 1988-1992. Βιβλιογραφία.

Αθήναι, 1996

δο. [Βλέπε π.χ. Canova and Marcet (1995), Desdoigt (1994), Durlauf and Johnson (1995) και Lee, Pesaran and Smith (1997a, b)]. Η Galli (1997) χρησιμοποιώντας στοιχεία παραγωγικότητας της εργασίας για 20 βιομηχανικούς κλάδους της Ε.Ε. βρίσκει, ότι περίοδοι σύγκλισης μπορούν να διακοπούν από περιόδους απόκλισης.

Αυτές οι μέθοδοι έχουν υποστεί κριτική από πολλούς ερευνητές, διότι εξετάζουν πως μεταβάλλεται ο μέσος και η διακύμανσή του κατά κεφαλή εισοδήματος χωρίς να εξετάζουν την κατανομή στο σύνολό της (Quah 1996 a, b). Έτσι, οι Desdoigt (1994) και

growth model, an economy that starts below its steady state tends to grow faster. Suppose that the common regional steady state is given by

$$(1) y_t^* = a_j + bt \quad (j = 1, \dots, N)$$

where  $y_t^*$  is a steady state measure of income, and  $a_j$  captures differences in initial conditions. Assuming a partial adjustment model to the steady state,

$$(2) y_{jt} - y_{jt-1} = \lambda (y_t^* - y_{jt-1}) + e_{jt} \text{ or}$$

$$y_{jt} = (1 - \beta) y_t^* + \beta y_{jt-1} + e_{jt}$$

where  $e_{jt}$  is  $N(0, \sigma^2)$ : The speed of adjustment is given by  $1 - \beta$ . A variant of the model that has been used widely in empirical studies is based on iterating equation (2) from  $t=1$  to  $t=T$ , giving,

$$y_{jT} - y_{j0} = m - (1 - \beta^T) y_{j0} + u_j$$

$$(3) m = (1 - \beta) \sum_{i=0}^{T-1} \beta^i y_{T-i}^*$$

$$u_j = \sum_{i=0}^{T-1} \beta^i e_{jT-i}$$

Equation (3) is usually estimated over a cross-section by OLS (Mankiw et.al., 1992). An estimate of  $\beta$  less than one (*i.e.*  $\lambda > 0$ ) is taken as evidence of  $\beta$ -convergence. Of course,  $\beta$ -convergence suffers from certain problems, the most important being that it does not guarantee declining dispersion.

### 3. Finite normal mixtures approach

Let  $(y_{jt}, j = 1, \dots, N)$  denote the series of regional incomes for a particular date  $t$ . To examine the clustering of regional income, we follow a finite normal mixture approach, that it is assumed that:

Bianchi (1997) προτείνουν την χρήση μη παραμετρικών στατιστικών τεχνικών για να εξετάσουν την υπόθεση της σύγκλισης. Αλλά και αυτή η προσέγγιση έχει προβλήματα διότι οι ερευνητές συνήθως δεν έχουν στην διάθεσή τους τον μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων που απαιτείται για μία τέτοια προσέγγιση. Για τον λόγο αυτό η παρούσα μελέτη προτείνει μία νέα τεχνική η οποία στηρίζεται στην χρήση παραμετρικών μιγμάτων της κανονικής κατανομής για την εκτίμηση της κατανομής του περιφερειακού κατά κεφαλή εισοδήματος. Αυτή η προσέγγιση είναι αρκετά γενική (όπως δήποτε πολύ γενικότερη από την  $\beta$ - και  $\sigma$ -σύγκλιση) και ταυτόχρονα αποφεύγει τα στατιστικά προβλήματα των μη-παραμετρικών τεχνικών.

### 2. Η νεοκλασική θεωρία σύγκλισης

Σύμφωνα με το νεοκλασικό μοντέλο οικονομικής ανάπτυξης μία οικονομία που ξεκινά σε επίπεδο μικρότερο από το επίπεδο ισορροπίας εισοδήματος τείνει να αναπτύσσεται ταχύτερα. Ας υποθεθεί, ότι το κοινό περιφερειακό επίπεδο ισορροπίας είναι:

$$(1) y_t^* = a_j + bt \quad (j = 1, \dots, N)$$

όπου  $y_t^*$  είναι το περιφερειακό εισόδημα ισορροπίας και η σταθερά της εξίσωσης (1) δηλώνει διαφορές στις αρχικές συνθήκες. Υποθέτοντας ένα υπόδειγμα μερικής προσαρμογής στο επίπεδο ισορροπίας λαμβάνουμε:

$$(2) y_{jt} - y_{jt-1} = \lambda (y_t^* - y_{jt-1}) + e_{jt} \text{ ή}$$

$$y_{jt} = (1 - \beta) y_t^* + \beta y_{jt-1} + e_{jt}$$

όπου ο στοχαστικός όρος  $e_{jt}$  ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέσο όρο μηδέν και διακύμανση  $\sigma^2$ . Η ταχύ-

$y_{jt} \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$  with probability  
 $\psi_i, i = 1, \dots, m$

where  $\psi_i \geq 0, \sum_{i=1}^m \psi_i = 1$

This specification implies that there are  $m$  normal clusters with different means and different variances, and each observation is allocated to clusters according to probabilities  $\psi_i, i = 1, \dots, m$ . To allow for the possibility of a time-varying distribution of regional income, finite normal mixtures are assumed for regional income cross-sections for each time period, resulting in a set of parameters  $\psi_i, \mu_{it}, \sigma_{it}^2$ . Regional convergence implies several restrictions among the parameters. First, cluster means should be negatively correlated with initial conditions. Second, cluster variances should show evidence of becoming decreasing as time passes. Third, relatively large (small) cluster probabilities should tend to decrease (increase) over time. It is, of course, possible to parameterize the restrictions and use the entire regional panel to fit a single normal mixture. However, it is better to estimate the parameters unrestrictedly for each time period and examine the time patterns in the mixture structural parameters.

The probability density function of an observation  $y_{jt}$  is given by

$$(4) f(y_{jt}; \theta) = \sum_{i=1}^m \psi_i (2\pi\sigma_i^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{(y_{jt} - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right)$$

where  $\theta$  signifies the parameter vector  $\theta = [\psi_1 \dots \psi_m \mu_1 \dots \mu_m \sigma_1 \dots \sigma_m]$ . The log-likelihood function of the sample (for a given time period) is given by

τητα προσαρμογής στο επίπεδο ισοροπίας είναι  $1-\beta$ . Εάν γράψουμε το υπόδειγμα (2) για  $t=1,2,\dots,T$  λαμβάνουμε:

$$y_{jT} - y_{j0} = m - (1 - \beta^T) y_{j0} + u_j$$

$$(3) m = (1 - \beta) \sum_{i=0}^{T-1} \beta^i y_{T-i}^*$$

$$u_j = \sum_{i=0}^{T-1} \beta^i e_{jT-i}$$

Η εξίσωση (3) μπορεί να εκτιμηθεί με διαστρωματικά στοιχεία με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (Mankiw et. al, 1992). Εκτίμηση του  $\beta$  μικρότερη από την μονάδα (δηλαδή  $\lambda > 0$ ) δηλώνει ότι έχουμε  $\beta$ -σύγκλιση.

### 3. ΠΕΠΕΡΑΣΜΕΝΑ ΔΕΙΓΜΑΤΑ ΤΗΣ ΚΑΝΟΝΙΚΗΣ ΚΑΤΑΝΟΜΗΣ

#### Η νέα μεθοδολογική προσέγγιση

Έστω ότι  $(y_{jt}, j=1, \dots, N)$  δηλώνει την σειρά του περιφερειακού εισοδήματος για το έτος  $t$ , και στην περιφέρεια  $i$ . Για να εξετάσουμε την ομαδοποίηση των περιφερειακών εισοδημάτων ακολουθούμε την προσέγγιση πεπερασμένων κανονικών μιγμάτων, δηλαδή υποθέτουμε, ότι

$y_{jt} \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$  με πιθανότητα  
 $\psi_i, i = 1, \dots, m$

όπου  $\psi_i \geq 0, \sum_{i=1}^m \psi_i = 1$

Αυτή η εξειδίκευση συνεπάγεται, ότι υπάρχουν  $m$  ομάδες περιφερειών με διαφορετικό μέσο και διαφορετική διακύμανση του εισοδήματος. Η πιθανότητα κάποια πιθανότητα να ανήκει στην ομάδα  $i$  είναι  $\psi_i$ . Είναι πιθανόν

**Table 1.  $\beta$ -convergence regressions**

Year	slope coefficient (Heteroscedasticity-consistent standard errors in parentheses)	R <sup>2</sup>	Jarque-Bera normality test	Chow stability LR test	Ramsey specification LR test
1978	.048 (5.86)	.850	67.71	37.507	36.89
1981	.107 (3.72)	.550	22.36	13.94	13.96
1984	.224 (5.22)	.716	17.92	17.92	20.79
1987	.360 (4.88)	.738	22.63	28.23	36.39
1990	.504 (4.67)	.764	56.33	38.76	43.86
1993	.498 (5.78)	.783	16.12	20.96	23.09
1996	.629 (7.13)	.823	9.63	13.67	16.12

*Notes: All regressions are based on 51 observations. The Jarque and Bera test is a test for normality of regression residuals. The Chow test is a likelihood ratio test to test the hypothesis of structural stability of the regression (based on the first 10 and last 41 observations). The Ramsey test is a likelihood ratio test for misspecification of the regression equation. Associated p-values of the Jarque-Bera, Chow and Ramsey tests are all close to unity, indicating that the regressions suffer from non-normality, structural instability and misspecification.*

$$(5) L(\theta; y) = \sum_{j=1}^n \ln f(y_{jt}; \theta)$$

Parameter estimates can be obtained from the log-likelihood function in (5)

#### 4. Empirical results

We focus attention on the logarithm of regional Gross State Product (GSP) in 1992 chained dollars, in the United States<sup>4</sup>. Kernel density estimates of GSP are presented in Figure 1 for the years 1977, 1987 and

τα χαρακτηριστικά της κατανομής να μεταβάλλονται διαχρονικά σε κάποιες περιφέρειες. Υποθέτουμε λοιπόν, ότι οι παράμετροι είναι  $\psi_{it}$ ,  $\mu_{it}$ ,  $\sigma_{it}^2$ . Δηλαδή οι πιθανότητες κατάταξης, οι μέσοι και διακυμάνσεις του περιφερειακού κατά κεφαλή εισοδήματος μπορούν να μεταβάλλονται διαχρονικά. Σχετικά με το τρόπο μεταβολής τους, δεν επιβάλλονται περιορισμοί.

Η υπόθεση της περιφερειακής σύγκλισης επιβάλλει ωστόσο περιορισμούς στις παραμέτρους:

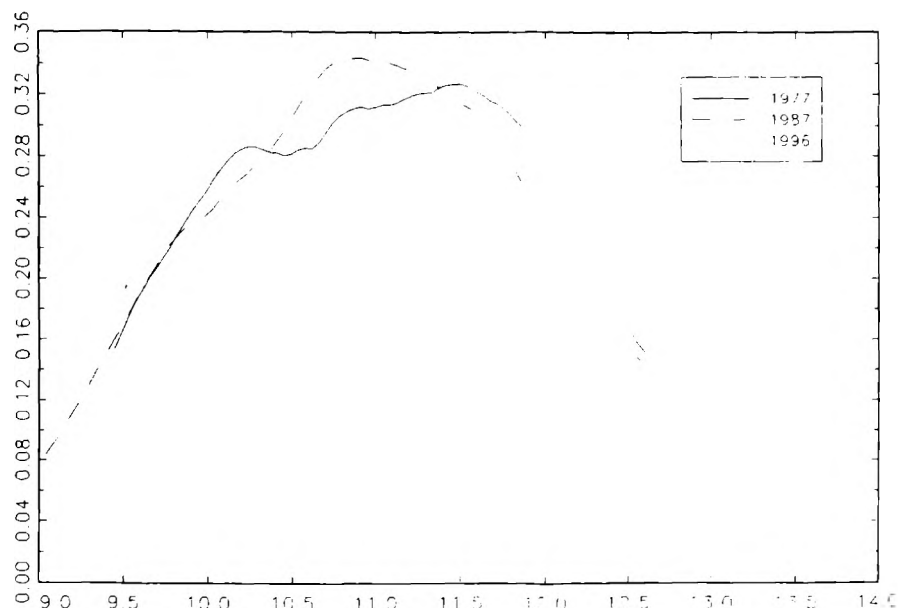
1. Οι μέσοι των ομάδων θα πρέπει να εμφανίζουν αρνητική συσχέτιση με

*4. The data have been obtained from the Bureau of Economic Analysis regional statistics.*

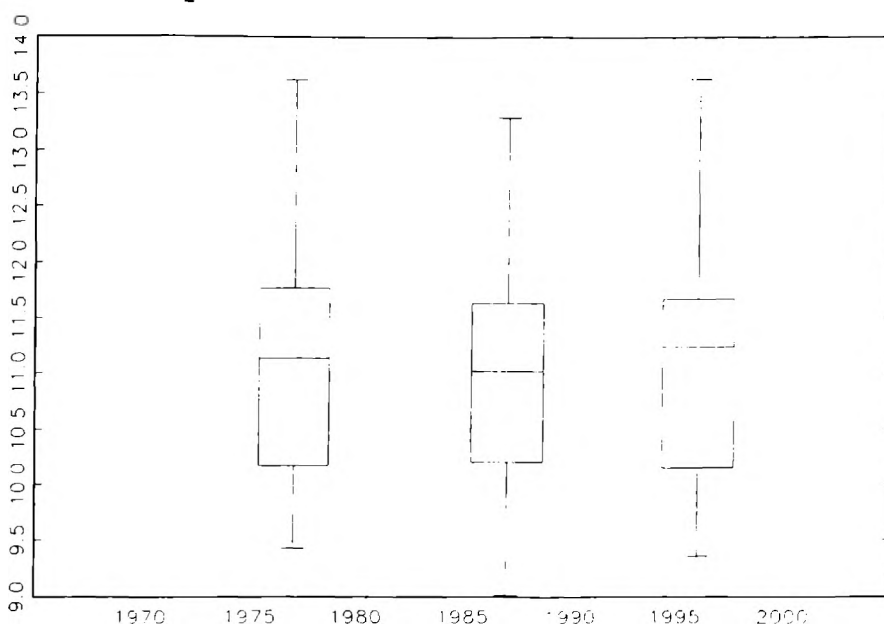
1996. From these estimates it is clear that the distribution of real logGSP is bimodal but the extent of bimodality is not time invariant. Of course, this could be an accidental feature of kernel density estimation and more formal methods are needed to address the question of time invariance in the skewness and kurtosis of real logGSP. Fitting normal finite mixtures is such an approach. Figure 2 reports box plots of the distribution of real logGSP for the same years. Although the mean and the spread of the distribution appear to be time invariant, there seems to exist some time variation in the tail characteristics of the distribution. Again, formal methods will be required to test whether such a conclusion is empirically valid -and we take up such an approach later in the paper.

Empirical findings related to  $\beta$ -convergence regressions (in logs of variables) are summarized in Table 1. Slope coefficients of the regression of growth rates on initial levels of regional incomes, range from 0.048 (for 1978) to 0.504 (for 1990). The positivity and high statistical significance of slope parameters indicates that higher initial levels of regional income are associated with higher growth rates. These results are, of course, damaging to the idea of regional convergence. How reliable are these results is evidenced by an

## 1. Distribution of real GSP in the U.S.



## 2. Box plots - distribution of real GSP in the U.S.



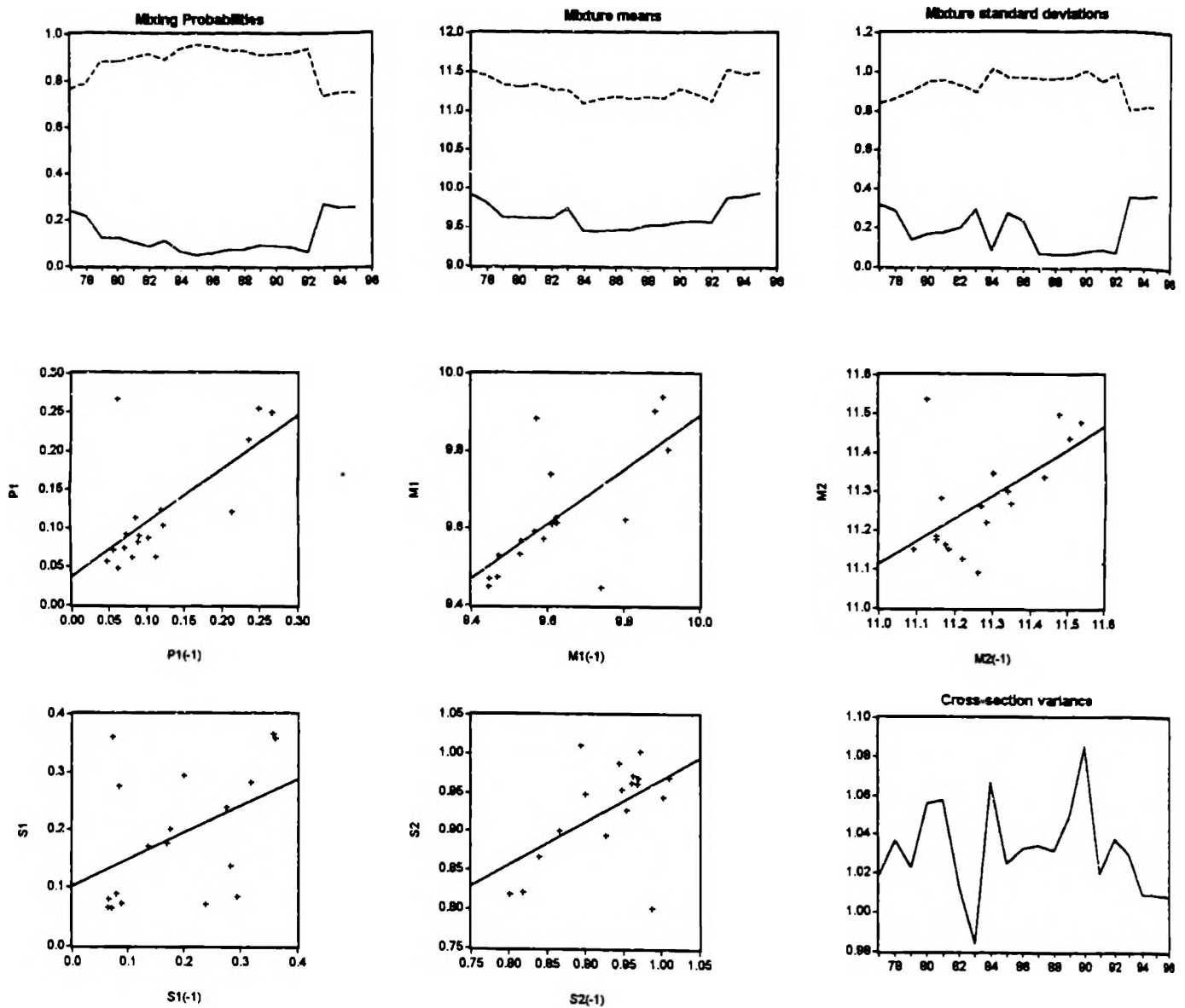
τα αρχικά επίπεδα του περιφερειακού κατά κεφαλή εισοδήματος.

2. Οι διακυμάνσεις των ομάδων πρέπει να μειώνονται διαχρονικά.

3. Σχετικά υψηλές πιθανότητες πρέπει να μειώνονται διαχρονικά και σχετικά χαμηλές πιθανότητες πρέπει να αυξάνονται διαχρονικά, ώστε η περιφερειακή κατανομή του εισοδήματος να εμφανίζει κάποια κινητικότητα.

Για την εκτίμηση των παραμέτρων ακολουθούμε την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Η συνάρτηση

Figure 3



examination of specification tests associated with the model. The high values of  $R^2$  are, of course, misleading because the regressor also appears as part of the dependent variable. Jarque-Bera tests indicate that the hypothesis of normality can be rejected. Chow likelihood-ratio tests indicate that structural stability is violated and thus regression parameters cannot be assumed constant in the sample. Naturally, Ramsey likelihood ratio misspecification tests (RESET) indicate strong model misspecification problems. It is then natural to ask, what confidence can be placed to  $\beta$ -convergence regression results (suggesting strong lack of

πυκνότητας για μία παρατήρηση δίνονται από

$$(4) f(y_{jt}; \theta) = \sum_{i=1}^m \psi_j (2\pi\sigma_i^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{(y_{jt} - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right)$$

όπου  $\theta$  δηλώνει το διάνυσμα των παραμέτρων. Η λογαριθμική συνάρτηση πιθανοφάνειας δίνεται από την σχέση

$$(5) L(\theta; y) = \sum_{j=1}^n \ln f(y_{jt}; \theta)$$

Οι εκτιμήσεις της μέγιστης πιθανοφάνειας δίνονται από την μεγιστοποίηση της (5) ως προς  $\theta$ . Για την μεγιστοποίηση αυτή χρησιμοποιείται κατάλληλος αλγόριθμος μεγιστοποίησης

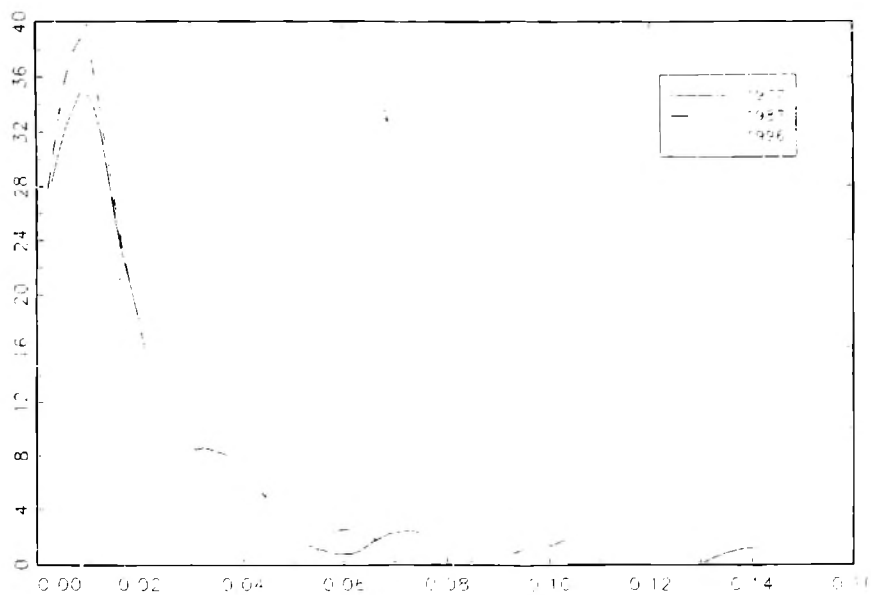


convergence) given that these regressions are severely misspecified.

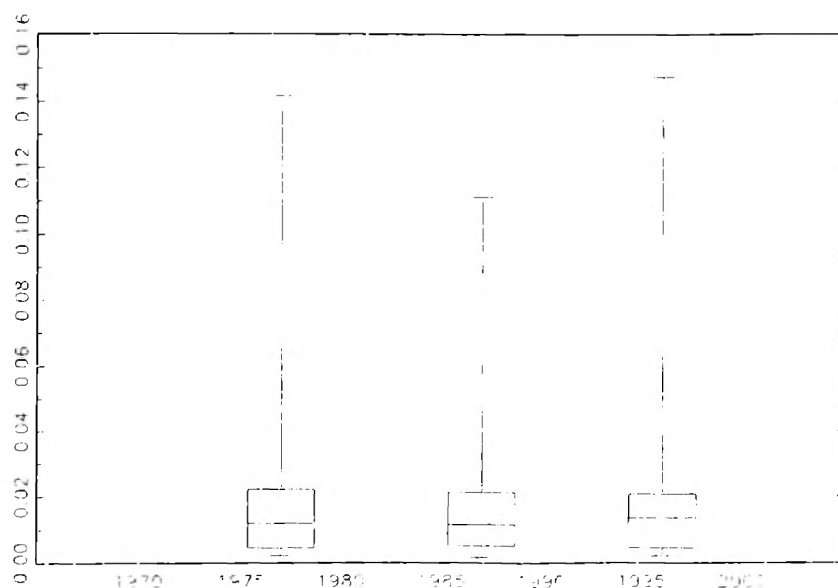
We will not present  $\sigma$ -convergence results because such an undertaking is in vain: As can be seen from: Figure 3 (last graph, third row) the cross-sectional variance has fluctuated very little in the twenty-year period from 1977 to 1996. It is then evident that we do not have  $\sigma$ -convergence. However, an inspection of Figures 1 and 2 should convince the reader that there is enough variation in the tails of the distribution of regional income. In that respect the distribution shifts in ways that  $\beta$ -convergence cannot address. To capture the dynamics of these shifts, two-component normal mixtures have been fitted to the logarithms of regional income distribution on a year-by-year basis by the maximum likelihood method. The results are presented graphically in Figure 3.

From an inspection of Figure 3, it turns out that mixture probabilities, means and standard deviations (first row) have remained approximately constant in the entire twenty year period from 1977 to 1996 with a possible exception of a structural break for the mixing probabilities around 1993 and mixing standard deviations around 1986. Scatterplots in phase space (*i.e.*  $\mu_{1t}$  versus  $\mu_{1t-1}$  etc) are reported in the last two rows of Figure 3. Regression lines in phase space show positive relationships between the date  $t$  value of a parameter, and its date  $t-1$  value. This is evidence against regional

#### 4. Distribution of real GSP in the U.S. (percentages)



#### 5. Box plots - distribution of real GSP in the U.S. (percentages)



μη-γραμμικών συναρτήσεων στο πρόγραμμα GAUSS.

#### 4. Εμπειρικά αποτελέσματα

Στην μελέτη αυτή εξετάζεται ο λογάριθμος του ακαθάριστου περιφερειακού προϊόντος (regional gross state product, GSP) στις ΗΠΑ, σε τιμές 1992. Στο σχήμα 1 παρουσιάζονται μη-παραμετρικές εκτιμήσεις της κατανομής του GSP για τα έτη 1977, 1987 και 1996. Η κατανομή είναι ξεκάθαρα διπολική αλλά μεταβάλλεται σημαντικά με την πάροδο του χρόνου. Από το σχήμα 2 στο οποίο εμφανίζονται box plots της κατανομής, φαίνε-

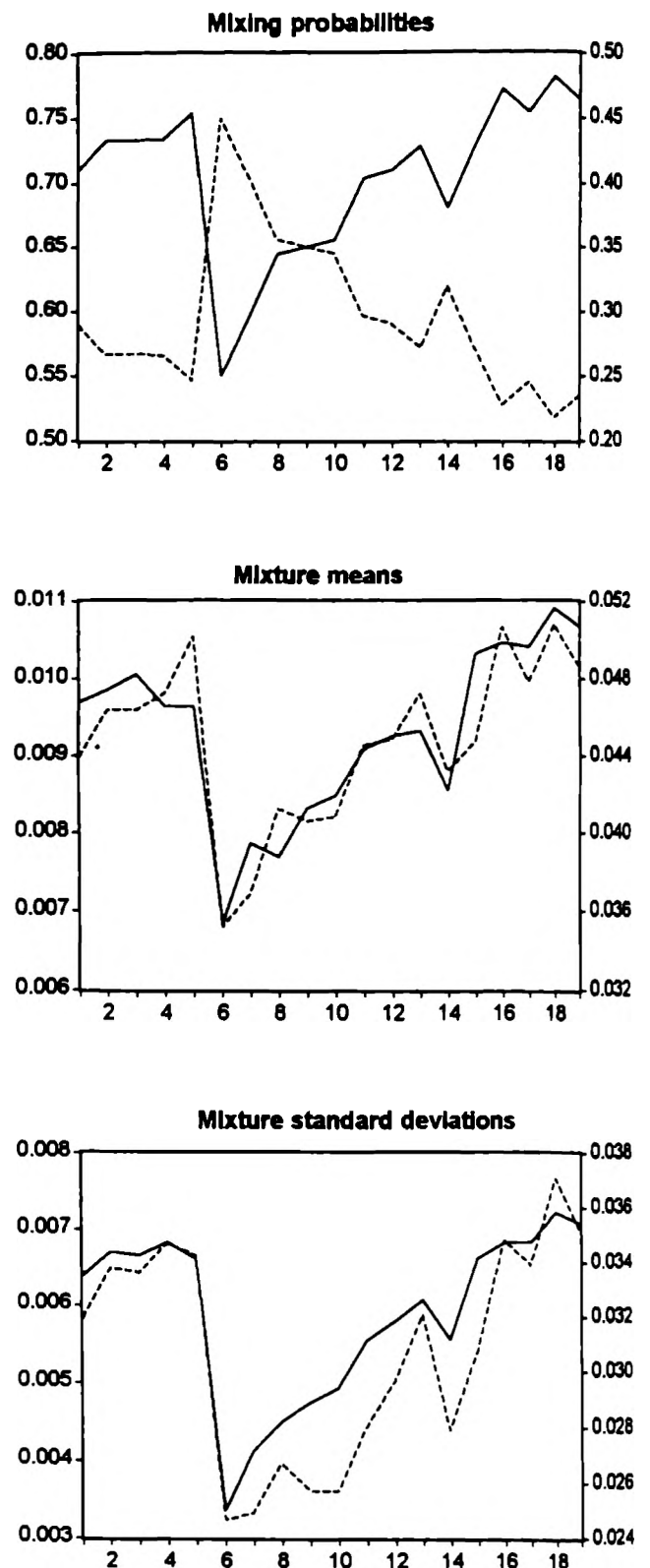
convergence. Overall it appears that the distribution of regional income has shown very little mobility when we consider the logarithm of real GSP. If we consider the percentages of real GSP,

$$\bar{z}_i = y_i / \sum_{i=1}^n y_i$$

the distributional characteristics are presented in Figures 4 and 5. These distributions are clearly bimodal and have long tails, as one would expect. Again there is some evidence that the tasil characteristics of the distribution show some time variation. Using the maximum likelihood method, two-component mixtures have been fitted to the data and the characteristics of the mixture are presented in Figure 6. From the top figure in Figure 6 (where the mixing probabilities are plotted over time) it turns out the probability of below-the average states (say  $\pi$ ) tends to increase over time -after a structural break near 1981 and the probability of above-the-average states, naturally, decreases over time. This is evidence in favor of convergence<sup>5</sup>. From the last two pictures in Figure 6, we see that mixture means and mixture standard deviations tend, however, to move together (despite a break near 1981). This implies that although average regional income increases, regional gaps show remarkable persistence. This is evidence against convergence.

Overall, although it appears that there is some mobility in the

Figure 6. Mixture characteristics for percentages of real GSP



ται, ότι παρ' όλο που ο μέσος είναι σχετικά σταθερός διαχρονικά, υπάρχει διαχρονική μεταβλητικότητα στις ουρές της κατανομής. Στον Πίνακα 1 δίνονται αποτελέσματα που αφορούν την β-σύγκλιση. Τα αποτελέσματα αυτά δηλώνουν, ότι δεν παρατηρείται β-σύγκλιση, διότι οι συντελεστές παλινδρόμησης κυμαίνονται από 0.048 (για

5. It turns out that the break in probabilities is associated with a more unimodal appearance of the distribution after 1981. The bimodality pattern, however, emerges again a few years later.

distribution (evidenced by the structural break in probabilities near 1981 and the increase over time of  $\pi$ ) this mobility is not strong enough to change the co-movement pattern in mixture means, implying persistence in regional separation. Of course, the results are damaging to the idea of regional convergence.

### Conclusions

The study has shown that considering an explicit parametric form for the distribution of regional incomes in the U.S. can be more informative than  $\beta$ - and  $\sigma$ -convergence regressions, because it allows one to study how the entire distribution shifts over time. The main result of the study is that the pattern of time shifts is very different when one considers the distribution of logarithms of GSP instead of the distribution of income percentages. Fitting normal mixtures to the data by maximum likelihood methods, the study has shown that there is some mobility in the distribution of percentages, in the sense that probabilities move in the right direction to decrease the level of regional inequality. However, there is no evidence to support the notion of convergence because mixture means and standard deviations tend to move together, implying remarkable persistence in regional differences.

### References

- Barro R.J. and X.Sala-i-Martin, 1995, Economic Growth, McGraw-Hill, New York.*  
*Canova F. and A.Marcet, 1995, The poor stay poor: Nonconvergence across countries and regions, manuscript, Universitat Pompeu Fabra.*  
*Desdolts A., 1994, Changes in the world income distributions: A non-parametric approach to challenge the neoclassical convergence argument, manuscript, Universite Paris Dauphine.*

το 1978) ως 0.504 (για το 1990). Ωστόσο, διαγνωστικοί έλεγχοι δηλώνουν, ότι το υπόδειγμα αυτό είναι ξεκάθαρα λανθασμένα εξειδικευμένο. (Βλέπε άρθρο στην Αγγλική).

Στο διάγραμμα 3 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις για το υπόδειγμα πεπερασμένων μιγμάτων της κανονικής κατανομής. Όπως φαίνεται, οι μέσοι και διακυμάνσεις (πρώτη σειρά διαγράμματος) παρέμειναν σχετικά σταθερά στην εικοσαετία 1977-1996 με κάποια διαρθρωτική μεταβολή γύρω στο 1993 για τους μέσους και το 1986 για την τυπική απόκλιση. Οι τελευταίες δύο σειρές εμφανίζουν την συμπεριφορά των μέσων και διακυμάνσεων στον χώρο φάσης. Η γραμμή παλινδρόμησης δείχνει μία θετική συσχέτιση μεταξύ τους, πράγμα που δηλώνει απόρριψη της υπόθεσης της περιφερειακής σύγκλισης. Συνολικά φαίνεται, ότι η κατανομή του περιφερειακού εισοδήματος έχει επιδείξει πολύ λίγη κινητικότητα στις ΗΠΑ.

Αν αντί του λογαρίθμου του GSP θεωρήσουμε τα ποσοστά του GSP,

$$z_i = y_i / \sum_{i=1}^n y_i$$

η κατανομή εμφανίζεται στα διαγράμματα 4 και 5. Αυτές οι κατανομές είναι πάλι διπολικές, όπως θα περίμενε κανείς. Υπάρχει κάποια ένδειξη, ότι οι ουρές της κατανομής εμφανίζουν κάποια διαχρονική μεταβλητικότητα. Ακολουθώντας την μέθοδο των πεπερασμένων μιγμάτων, μίγματα με δύο ομάδες εκτιμήθηκαν διαχρονικά και τα αποτελέσματα εμφανίζονται στο διάγραμμα 6. Από το διάγραμμα αυτό, συμπεραίνεται, ότι η πιθανότητα ( $\pi$ ) να ανήκει κάποια πολιτεία στην ομάδα με περιφερειακό κατά κεφαλή

*Durlauf S. and P. Johnson, 1995, Multiple regimes and cross-country growth behaviour, Journal of Applied Econometrics 10, 365-384.*

*Galli R., 1997, Is there long run industrial convergence in Europe? International Review of Applied Economics 11, 333-368.*

*Lee K., M.H. Pesaran and R. Smith, 1997a, Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model, Journal of Applied Econometrics 12, 357-392.*

*Lee K., M.H. Pesaran and R. Smith, 1997b, Growth empirics: A panel data approach, Quarterly Journal of Economics, forthcoming.*

*Sala-i-Martin X., 1994, Cross sectional regressions and the empirics of economic growth, European Economic Review 38, 739-747.*

*Sala-i-Martin X., 1996, Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence, manuscript, forthcoming in European Economic Review.*

*Quah D.T., 1996a, Empirics for economic growth and convergence, European Economic Review 40, 1353-1375.*

*Quah D.T., 1996b, Convergence empirics across economies with (some) capital mobility, Journal of Economic Growth 1, 95-124.*

εισόδημα κάτω του μέσου τείνει να αυξάνεται διαχρονικά -μετά από κάποια διαρθρωτική μεταβολή γύρω στο 1981. Αυτό είναι δείγμα υπέρ της σύγκλισης. Από τα δύο τελευταία σχήματα του διαγράμματος 6, φαίνεται ότι οι μέσοι και διακυμάνσεις των περιφερειακών ομάδων τείνουν να κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Αυτό συνεπάγεται, ότι παρ' όλο που το μέσο περιφερειακό εισόδημα κατά κεφαλή αυξάνεται, οι περιφερειακές ανισότητες δείχνουν αξιοσημείωτη εμμογή. Αυτό είναι στοιχείο κατά της σύγκλισης.

Συνολικά, παρ' ότι φαίνεται να υπάρχει κάποια κινητικότητα στην κατανομή (π.χ. η διαρθρωτική μεταβολή στις πιθανότητες το 1981 και η αυξητική τάση του  $\pi$ ) η κινητικότητα αυτή δεν είναι αρκετά δυνατή για να αλλάξει το πρότυπο που υπάρχει στους περιφερειακούς μέσους των ομάδων να κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Αυτά τα αποτελέσματα είναι ασφαλώς καταστρεπτικά για την ιδέα της περιφερειακής σύγκλισης στις ΗΠΑ.

## Κωνσταντίνος Παπαρρηγόπουλος - Βασίλειος Οικονομίδης

### Η ζωή και το έργο τους θέμα Επιστημονικής Ημερίδας

Με ιδιαίτερη επιτυχία ολοκληρώθηκαν την 30 η Αυγούστου ε.έ. οι εργασίες της ειδικής Ημερίδας, που οργάνωσαν στην Βυτίνα Αρκαδίας η ομώνυμη Κοινότητα και η «Αρκαδική Ακαδημία», με θέμα την παρουσίαση της προσωπικότητας και του έργου του Κωνσταντίνου Παπαρρηγοπούλου (1815 - 1891) και του Βασιλείου Οικονομίδου (1814-1894).

Την έναρξη των εργασιών της Ημερίδας εκήρυξε παρουσία των Τοπικών Αρχών, Βουλευτών Καθηγητών Πανεπιστημίου και πλήθος κόσμου ο Αρκάς Υπουργός Δικαιοσύνης κ. Ευάγγ. Γιαννόπουλος, ενώ απηύθυναν χαιρετισμούς, μεταξύ άλλων, οι Αρκαδολόγοι Καθηγητές, κ. Γιοχάνες Ίμσερ του Πανεπιστημίου του Βερολίνου και ο κ. Κύριλ Τοπάλοφ, Πρόεδρος της Βουλγαρίας στην Ελλάδα, ο Πρόεδρος της Κοινότητας κ.Κ. Κουντάνης και η Πρόεδρος της «Αρκαδικής Ακαδημίας» Καθηγήτρια κ. Μαρ. Μαντουβάλου.

Το πρόγραμμα εργασιών, πλην των παρεμβάσεων των παρισταμένων, περιελάμβανε Εισηγήσεις των: Μ. Μαντουβάλου, π. Γ. Μεταλληνού, Αχ. Λαζάρου, Γ. Τουρλίδη, Ι. Καρνέζη, Π. Πυριοβολή, Δ. Παντελοδήμου, Κ. ΓΕ. Αθανασόπουλου και Αθ. Χρήστου. Εκ των γενομένων παρεμβάσεων σημειώνεται η παρέμβαση του κ. Ηλ. Αναγνωστόπουλου περί του έργου του Β. Οικονομίδου.