

Ekonomi-tek Volume / Cilt: 3 No: 2 May / Mayıs 2014

Contents / İçindekiler

Contributors / Katkı Yapanlar iv

**In Memory of Professor Masahiko Aoki /
Profesör Masahiko Aoki'nin Anısına v**

Editor's Introduction / Editörün Sunuşu vii

Articles / Makaleler

Informal Payments to the Tax Collector in Transition Countries... 1
John E. Anderson

**A Bayesian Estimation of Real Business-Cycle Models for the
Turkish Economy 27**
Hüseyin Taştan - Bekir Aşık

**GDP Volatility Spillovers from the US and EU to Turkey:
A Dynamic Investigation 51**
P. Fulya Gebeşoğlu - Hasan Murat Ertuğrul

**“Mathiness” ve İstatistik, Ulusal Gelir Hesapları,
Matematik ve Ekonometri Konusunda Keynes..... 67**
Ercan Uygur

Guide for Authors 97

Contributors / Katkı Yapanlar

Ceyhun Elgin
Bülent Gülođlu
Recep Kök
Gülçin Özkan
Ümit Şenesen
Nevzat Şimşek
Hüseyin Taştan
Semih Tümen
Ercan Uygur
Nuri Yıldırım

In Memory of Professor Masahiko Aoki

This issue of *Ekonomi-tek* is dedicated to the memory of Professor Masahiko Aoki, who passed away on July 15th, 2015 at the age of 77. Professor Aoki had been a member of our Advisory Board since we began publishing in 2012. In fact, he will best be remembered as one of those visionary colleagues who encouraged the creation of this publication, saying that “given the aims of the Turkish Economic Association (TEK) and its founding in 1929, you should begin publishing an academic journal.” In addition, he was there, along with Professor Stephen Turnovsky and Professor Guillermo Calvo, for the naming of this new venture. We will continue to value the significant contributions made by Professor Aoki as a distinguished economist to *Ekonomi-tek*, as well as to the various activities of the TEA. In the words of his close friend Professor Katsuhito Iwai: “We should carry on the friendship between Turkish and Japanese economists that Masahiko had so enthusiastically created.”

Ercan Uygur

Editor

Ekonomi-tek

Profesör Masahiko Aoki'nin Anısına

Ekonomi-tek'in bu sayısı, 15 Temmuz 2015'te 77 yaşında yaşamını yitiren Profesör Masahiko Aoki'nin anısına adanmıştır. 2012'de yayınlanmaya başladığından bu yana, Profesör Aoki Ekonomi-tek'in Danışma Kurulu üyeliğini yapmıştır. Aslında Profesör Aoki, "Türkiye Ekonomi Kurumu'nun (TEK) amaçları ve 1929 yılında kuruluşu dikkate alındığında, artık akademik bir dergi yayınlamaya geçmelisiniz" diyerek bu derginin başlatılmasını teşvik eden değerli meslektaşlarımızdan birisi olmuştur. Ayrıca kendisi, Profesör Stephen Turnovsky ve Profesör Guillermo Calvo'nun da yer yer aldığı ve dergiye "Ekonomi-tek" adını verdiğimiz toplantıda da bulunmuştur. Seçkin ve önde gelen bir iktisatçı olan Profesör Aoki'yi, yalnızca bu dergiye değil, TEK'in tüm faaliyetlerine yaptığı değerli katkıları için her zaman hatırlayacağız. Yakın arkadaşı Profesör Katsuhito Iwai'nin söylediği gibi, "Masahiko'nun Türk ve Japon iktisatçılar arasında coşkuyla yarattığı ilişki ve dostluğu hep sürdürmeliyiz."

Ercan Uygur
Editor
Ekonomi-tek

Editor's Introduction

In this issue, *Ekonomi-tek* presents four articles, the first three of which made their first appearance at the latest International Conference on Economics of the Turkish Economic Association (ICE-TEA 2014). The four papers deal with informal payments in tax collection, real business-cycle models, volatility spillovers, and the use of statistics, mathematics, and econometrics in economics.

In the first paper, John E. Anderson, of the University of Nebraska, explores the likelihood of firms operating in the so-called transition countries having to make informal payments or give gifts to government officials. With enterprise-level data from the 2009 EBRD-World Bank "Business Environment and Enterprise Performance Survey (BEEPS)," he estimates probit and selection models. The transition economies in question are those in Europe and Central Asia, including Turkey. The author provides empirical evidence of (i) corporations with larger workforces and those located in bigger cities being more likely to be inspected, and of (ii) companies making under-the-table payments to tax officials as a reaction to the higher staff-time costs brought on by their complying with tax regulations.

Our second piece is by Hüseyin Taştan, of Yıldız Technical University, and Bekir Aşık, of Beykent University. The authors consider the sources of economic fluctuations in emerging economies. Specifically, they take Turkish macroeconomic data and plug them into the standard stochastic growth model and its extensions. Their preferred procedure is a Bayesian estimation. Alternative models are then compared for marginal likelihoods and for their ability to replicate unconditional second moments of key macroeconomic aggregates. They also carry out a variance-decomposition analysis in order to assess the role played by several types of shocks in triggering business-cycle fluctuations.

The authors of our third paper are P. Fulya Gebeşoğlu and H. Murat Ertuğrul, both of the Turkish Undersecretariat of the Treasury. They look at the dynamics of GDP volatility spillover from the United States and the European Union to Turkey by focusing on the second moment (conditional heteroscedasticity). The volatilities are derived from the switching autoregressive conditional heteroscedasticity (SWARCH) model, which they regard as superior to conventional ARCH-type models. They also use the Kalman filter to measure the

time-varying volatility spillover of GDP growth rates among the US, the EU, and Turkey.

The fourth article in this issue is written by me and appears in Turkish. I start by going into the concept of “mathiness”—a term originally introduced by Paul Romer to express the inappropriate use of mathematics in economics—and the debate surrounding it. I then point out the curious absence of any mention of John Maynard Keynes from this debate, although he was deeply involved in this issue. Keynes’s contributions to statistics, mathematics in economics, national-income accounts, and econometrics are also highlighted, as are the views of Keynes on the use or misuse of these methods in economics. In addition, the paper offers an evaluation of (i) the Carli and Jevons price indices and the quantity of money, and (ii) the question of whether fiscal multiplier effects are nominal or real.

We look forward to presenting you with stimulating articles in the coming issues of *Ekonomi-tek*.

Ercan Uygur

Editor

Ekonomi-tek

Editörün Sunuşu

Ekonomi-tek'in bu sayısında dört makale yer almaktadır ve bunlardan ilk üçü yakın zamanda gerçekleştirdiğimiz Türkiye Ekonomi Kurumu'nun Uluslararası Ekonomi Konferansı'nda (UEK-TEK 2014) sunulmuştur. Bu makaleler; vergi toplamada yapılan rüşvet ödemelerini, reel devresel hareketler modellerini, ekonomik dalgalanmaların taşmalarını ve iktisatta istatistik, matematik ve ekonometri kullanımını incelemektedir.

Birinci makalede Nebraska Üniversitesi'nden John E. Anderson, geçiş ekonomilerinde şirketlerin resmi görevlilere hediye veya kayıt dışı ödemeler biçimindeki rüşvet verme olasılıklarını (likelihood) araştırmaktadır. Yazar, Avrupa İmar ve Kalkınma Bankası ile Dünya Bankası anketi olan "Business Environment and Enterprise Performance Survey (BEEPS)"den alınan firma düzeyindeki verilerle "probit" ve "selection" modelleri tahmin etmektedir. Veriler, Türkiye dahil Avrupa ve Orta Asya'daki geçiş ekonomilerindeki şirketleri kapsamaktadır. Anderson, çalışmasındaki tahminler sonrasında şu bulgulara ulaşmaktadır; (i) daha yüksek istihdam sağlayan ve daha büyük şehirlerde faaliyet gösteren firmaların teftiş edilme olasılıkları daha yüksektir, (ii) vergi yükümlülükleri nedeniyle daha yüksek personel-zaman maliyeti ile karşılaşan şirketler, vergi görevlilerine daha fazla rüşvet vererek tepki göstermektedirler.

Bu sayıdaki ikinci çalışma, Yıldız Teknik Üniversitesi'nden Hüseyin Taştan ve Beykent Üniversitesi'nden Bekir Aşık tarafından yapılmıştır. Yazarlar bu makalede yükselen ekonomilerdeki ekonomik dalgalanmaların kaynaklarını standart olasal (stochastic) büyüme modelini ve uzantılarını Türkiye'nin makroekonomik verileri ile tahmin ederek incelemektedirler. Tahminlerde Bayesci bir yöntem kullanılmıştır. Sonra farklı modeller, marjinal olasılıkları ve başlıca makroekonomik değişkenlerin koşulsuz ikinci momentlerini yineleyebilme (replication) başarıları bakımından karşılaştırılmışlardır. Daha sonra, devresel hareketlerdeki dalgalanmaların belirlenmesinde bazı şokların etkileri ve oynadıkları rol, bir varyans ayrıştırma incelemesi ile değerlendirilmiştir.

Üçüncü makalenin yazarları, her ikisi de Hazine Müsteşarlığından P. Fulya Gebeşoğlu ve H. Murat Ertuğrul'dur. Yazarlar bu çalışmada Amerika Birleşik Devletleri ve Avrupa Birliği'ndeki GSYİH dalgalanmalarının Türkiye'ye taşma (spillover) etkisini dinamik olarak açıklamayı amaçlamışlar ve bu bağlamda ikinci moment (koşullu değişen varyans) üzerinde odaklanmışlardır. Burada

dalgalanmalar, geleneksel ARCH türü modeller ile karşılaştırıldığında daha üstün özellikleri olduğu düşünülen SWARCH modelinden türetilmiştir. Yazarlar ayrıca ABD, AB ve Türkiye arasında zaman içinde değişen GSYİH büyümesindeki dalgalanma taşmalarını Kalman filtresi kullanarak ölçmüşlerdir.

Bu sayının dördüncü makalesinin yazarı benim ve ilk olarak Paul Romer'in kullanıp tartışmalara neden olduğu ve matematiğin iktisatta uygunsuz ve kötüye kullanımı anlamına gelen "mathiness" kavramına eğilmekteyim. Konuyla yakından ve daha geniş olarak ilgili olmasına karşılık, John Maynard Keynes'e bu tartışmalarda atıf yapılmasına dikkat çekiyorum. Makalede ayrıca, Keynes'in istatistik, iktisatta matematik, ulusal gelir hesapları ve ekonometri yöntemlerine ve ilgili kurumlara yaptığı katkı ve etkileri ele almaktayım. Sonra Keynes'in bu yöntemlerin iktisatta kullanımıyla ilgili görüşlerini irdeliyorum. Bu makalede, bunlara ek olarak, (i) para miktarı ile Carli ve Jevons fiyat endeksleri, ve (ii) mali çarpan etkisinin nominal mi, reel mi olduğu konularındaki tartışmaları da açıklamaktayım.

Ekonomi-tek'in gelecek sayılarında sizlere ilginç makaleler sunmayı diliyoruz.

Ercan Uygur

Editör

Ekonomi-tek

Informal Payments to the Tax Collector in Transition Countries*

*John E. Anderson***

Abstract

In this paper, I empirically examine survey data on the likelihood and frequency of firms' having to make informal payments or gifts to government officials in transition countries. The firm-level survey data are from the EBRD-World Bank Business Environment and Enterprise Performance Survey (BEEPS) for enterprises in transition economies of Europe and Central Asia, including Turkey. Characteristics of firms are used as explanatory variables along with country characteristics to control for the stage of economic development and current economic conditions at the time the survey data were collected. Probit and selection models of tax inspections, tax-compliance efforts, and firms' informal payments are estimated. The empirical evidence indicates that several specific corporate characteristics influence the likelihood of tax inspections, including employment and the location of the company. Both corporate and country characteristics determine the likelihood of tax officials' requests for informal payments. Importantly, tax-compliance costs significantly affect informal payments.

JEL Codes: H32, K42, P21

Keywords: Tax collection, informal payments, gifts, bribes, corruption, transition economy

* This paper was originally prepared for presentation at the 4th International Conference on Economics of the Turkish Economic Association (ICE-TEA), Global Stability and Growth and the State of Economics, October 18-20, 2014, Antalya, Turkey.

** Department of Economics, 348 College of Business Administration, University of Nebraska-Lincoln, Lincoln, Nebraska, USA 68588-0489, e-mail: janderson4@unl.edu

1. Introduction and Background

1.1 Introduction

A well-known problem for firms operating in transition countries is the expectation that informal payments or gifts should be given to government officials. In this paper, I empirically examine survey data that reveal the likelihood and frequency of firms' having to make such payments to tax officials. Enterprise-level data are taken from the 2009 round of the EBRD-World Bank Business Environment and Enterprise Performance Survey (BEEPS) of enterprises in transition economies of Europe and Central Asia, including Turkey. Characteristics of the firms are used as explanatory variables along with country details that are used to control for the stage of economic development and current economic conditions at the time the survey data were collected.

Using that data, I empirically model how characteristics of both the company and the country affect the likelihood that one will be subjected to a tax inspection, the number of tax inspections, and reported informal payments to tax collectors. Probit and selection models of tax inspections and firms' informal payments are estimated. The latter include measures of the staff time involved with tax compliance (measured in days of staff time). Based on the empirical findings, policy implications are drawn for reducing such informal payments to tax officials.

The evidence provided here indicates that businesses with larger employment and those located in bigger cities are more likely to be inspected. Furthermore, companies are shown to respond to higher staff-time costs associated with tax compliance by making informal payments to tax officials.

1.2 Related Literature

Several strands of the tax-evasion and economic-transition literature contain insights that are incorporated into the models of this paper. The tax-evasion literature, beginning with Allingham and Sandmo (1972), places emphasis on audit rates and penalty structures by the tax authority in the context of an income-tax regime. That basic approach was later incorporated into the optimal tax literature, as in Cremer (1990) and Kaplow (1990), where the emphasis is on designing an efficient tax mechanism given the presence of evasion and the necessity to expend resources to reduce that evasion.

In the context of less-developed and transition countries, the presence of both formal and informal market firms is important to consider as part of tax collection and enforcement. Furthermore, it is important to expand the context of taxation beyond the personal income tax to a broader tax-regime setting,

one in which there is a value-added tax and enterprise taxes. Fortin, Marceau, and Savard (1997) and Ruach (1991) provide modeling approaches in the broader context appropriate for developing countries. Tax inspections are a mechanism that may be linked to firms' input usage (e.g., labor/employment) or to the production of output. Previous, equally insightful studies of input access in the transition process have been informative in considering how to model tax inspections and informal-payments behavior by firms.

For an early overview of BEEPS data and its uses in research, see Hellman et al. (2000) and Hellman, Jones, and Kaufmann (2003). Issues of corruption, state capture of firms, and governance, in particular, have all been analyzed using BEEPS data. On the topic of tax bribes, Hellman et al. (2000) analyzed the first round of BEEPS data with respect to the frequency of companies reporting the payment of bribes and, conditional on that report, the percentage of their total revenues that were paid in bribes. That analysis showed that the percentage of enterprises reporting that they (ever) paid a bribe ranged from 45% in Slovenia and Belarus to 90% in Kyrgyzstan, 85% in Azerbaijan, and 80% in both Romania and Uzbekistan. Reported bribe amounts ranged from a low of 2% of total revenues in Croatia and 3% in Poland and Estonia to a high of 8% in Georgia, 7% in Armenia and Azerbaijan, and 6% in Kyrgyzstan, Moldova, Ukraine, and Uzbekistan. Tanzi and Tsibouris (2000) analyzed both the frequency and extent of unofficial payments to tax officials using other survey sources. They reported the percentage of businesses bribing frequently ranged from a low of 7.7% in Slovenia to a high of 59.3% in Azerbaijan. The average tax bribe ranged from a low of 2.1% of revenues in Croatia to a high of 8.1% in Georgia. Furthermore, Tanzi and Davoodi (2000) found that tax bribes as a share of annual revenue fall with the size of the enterprise. Joulfaian (2009) used early BEEPS data to estimate models of tax evasion.

Previous analysis of the BEEPS 2009 data in Anderson (2014) provides perspective on corporate perceptions of their informal payments to government officials vis-à-vis those of other firms in their industry. As for the frequency of demands for bribes, a survey question asked whether such incidents were frequent (frequent response) or common (frequent, usually, or always responses) in the respondent's industry; this question elicited mean positive response rates of 13% and 7%, respectively. Interestingly, it emerges that a given institution tends to perceive that its competitors are handing over more illicit payments to tax officials than it itself is.

By analyzing tax bribery and the general tax culture of transition economies, we have the potential to advance our understanding of the nature and manifestations of corruption, as in Shleifer and Vishny (1993), and the interactions between government officials and the private sector, as in Shleifer and

Vishny (1994). Understanding informal payments can also enhance our view of the so-called virtual economy that characterized the early phases of transition economies, as described in Gaddy and Ickes (1998a), Gaddy and Ickes (1998b), Gaddy and Ickes (1998c), Ericson and Ickes (1999), and Ericson (1991), Ericson (1999). Finally, this analysis can also inform policy assessment of reform efforts in transition economies, as in Tanzi and Tsibouris (2000).

Blanchard (1997) offers a useful theoretical discussion of the general issues surrounding restructuring and privatization in post-communist economies. He suggests that deep restructuring of state-owned firms has two essential elements: (1) necessary changes in the labor force employed by those enterprises, and (2) large capital expenditures needed for updating the equipment and technology. The first of these elements meets with resistance from the existing labor force, which fights for retention of the *status quo*. The second essential element means that state firms are unlikely to have the funds necessary for financing investment. For both reasons, these entities are unlikely to fully overhaul themselves to the degree required. Furthermore, Blanchard indicates that companies with outside ownership interests may be more effective in restructuring. Consequently, the empirical models include indicators of whether the firm is a state-owned enterprise, a privatized state-owned unit, a private business since its inception, or a joint venture with a foreign partner.

Havrylyshyn and Wolf (1999) analyze the growth performance of transition economies and identify three distinct country groups with similar growth patterns: Central Europe, the Baltics, and the CIS countries. They point out different initial conditions across these countries that have a bearing on their growth paths, but they maintain that the variation in their growth paths has more to do with diverse approaches to policy implementation during transition. They also identify as a key determinant of progress the degree of reform or market liberalization in a country. In subsequent analysis of transition experience, Havrylyshyn (2007) and Shleifer and Treisman (2014) show that the rapidly reforming countries outperformed the gradually reforming ones over time.

Several recent studies of resource access and bribery have examined the political-economic connections that are equally relevant to the present study. Fan, Lin, and Treisman (2000) prove that countries with more tiers of government or a greater number of local public employees have more frequent bribery. They find that when the revenue of local or central governments represents a larger share of GDP, bribery is less frequent. The general thrust of their evidence is that there is a danger in uncoordinated rent-seeking with more complex government systems. Faccio (2006) develops a measure of political

connections for companies across 47 countries, including both highly and less-developed ones, finding that politically connected firms represent nearly 8% of total global capitalization. Furthermore, she finds that political relationships between firms and politicians are heterogeneous across countries, being much more prevalent in some countries than in others. In the tax-collection context, this evidence may suggest that tax inspections and informal payments to tax collectors are influenced by political connections.

Carlin et al. (2007) have suggested that managers' responses to survey questions on the business environment in which they operate and the constraints they face in it measure the shadow cost of the constraints faced; they are not direct measures of the constraints. Consequently, they suggest use of a Lagrangian multiplier approach to analyze the shadow cost of input constraints. In transition countries, in particular, significant economic-reform efforts may also impact the prevalence of informal payments to government officials. Anderson (forthcoming) tests this proposition and finds empirical evidence that more advanced economic reforms reduce the incidence of informal payments.

It should be noted that various terms are used in the literature for the practice of making informal payments to government officials. Throughout this paper, the terms informal payments, gifts, and bribes are used interchangeably. The BEEPS questions consistently refer to "informal payments or gifts," and the practice of making such payments is considered in this paper to be a form of bribery or corruption, as in Rose-Ackerman (1999).

2. Model of Informal Payment

In this section, a model of informal payments required by the tax collector is presented. The basic approach taken in this model is that the informal payment may be required either in lump-sum form, in which case it has no efficiency effect, or in a form that is related to the use of one of the firm's inputs, in which case inefficiency is introduced. If the informal payment is related to the use of an input, the payment acts like a tax on that input.

Suppose we have a firm producing a product and operating with constant returns-to-scale production technology. The firm uses two inputs, x_1 , and x_2 , to produce output quantity q , with the production function $F(\underline{x}, q) = 0$. The firm's production technology is Cobb-Douglas with constant returns to scale:

$$q = Ax_1^\alpha x_2^{(1-\alpha)} \quad (1)$$

Output price is p and input prices are w_1 and w_2 . The input cost function C is given by,

$$C = w_1x_1 + w_2x_2. \quad (2)$$

In addition to the usual cost of input acquisition, suppose that the tax inspector requires an informal payment, which may be either a lump-sum amount or a variable payment that depends on the quantity of a particular input. We can denote the informal payment (bribe) B as,

$$B = b_0 + b_1x_1, \quad (3)$$

where b_0 is the lump-sum payment required, and b_1x_1 is the variable payment that depends on the quantity of the first input, which is monitored by the tax official during tax inspections. The most obvious input that may be tracked by the tax official is employment. In that case, the informal payment required may depend on the size of the operation as measured by its number of employees.

In a competitive market context with no informal payments required, a profit-maximizing outfit will maximize output subject to the cost equation (2). The Lagrangian for this optimization problem is,

$$L = Ax_1^\alpha x_2^{(1-\alpha)} + \lambda[C - w_1x_1 + w_2x_2] \quad (4)$$

and the usual first-order necessary conditions are,

$$\frac{\partial L}{\partial x_1} = \alpha Ax_1^{(\alpha-1)} x_2^{(1-\alpha)} - \lambda w_1 = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_2} = (1-\alpha) Ax_1^\alpha x_2^{-\alpha} - \lambda w_2 = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = C - w_1x_1 - w_2x_2 = 0 \quad (7)$$

Equations (5) and (6) yield the traditional condition of the value of the marginal product of each input having to equal its price. Furthermore, the equations generate the condition,

$$\frac{\alpha Ax_1^{(\alpha-1)} x_2^{(1-\alpha)}}{(1-\alpha) Ax_1^\alpha x_2^{-\alpha}} = \frac{\alpha x_2}{(1-\alpha)x_1} = \frac{w_1}{w_2}, \quad (8)$$

which indicates that the rate of technical substitution (RTS) must equal the input price ratio.

Now, if we incorporate the informal payments to the tax official in the model, we have a second constraint and the Lagrangian becomes,

$$L = Ax_1^\alpha x_2^{(1-\alpha)} + \lambda[C - w_1x_1 + w_2x_2] + \mu[B - b_0 + b_1x_1]. \quad (9)$$

Differentiating with respect to the two inputs and the two Lagrangian multipliers, λ and μ , yields the system of first-order necessary equations,

$$\frac{\partial L}{\partial x_1} = \alpha A x_1^{(\alpha-1)} x_2^{(1-\alpha)} - \lambda w_1 - \mu b_1 = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_2} = (1-\alpha) A x_1^\alpha x_2^{-\alpha} - \lambda w_2 = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = C - w_1 x_1 - w_2 x_2 = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} = B - b_0 - b_1 x_1 = 0. \quad (13)$$

In this case, equations (10) and (11) yield the condition for the optimal input usage,

$$\frac{\alpha A x_1^{\alpha-1} x_2^{(1-\alpha)}}{(1-\alpha) A x_1^\alpha x_2^{-\alpha}} = \frac{\alpha x_2}{(1-\alpha) x_1} = \frac{\lambda w_1 + \mu b_1}{\lambda w_2} \neq \frac{w_1}{w_2} \quad (14)$$

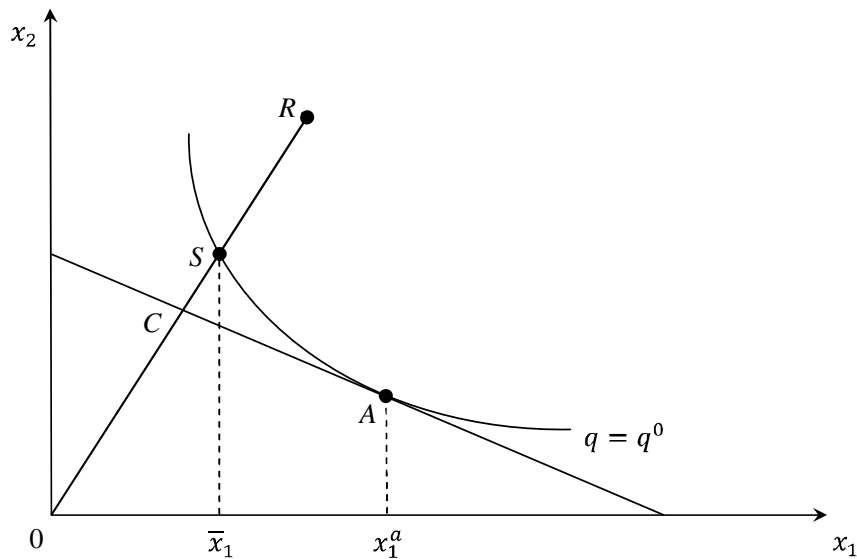
This condition clearly differs from equation (8) in that the RTS is not equal to the simple input price ratio. Rather, the RTS must equal an input price ratio that has been altered to include the two Lagrangian multipliers and the marginal informal payment. Consequently, the firm's RTS exceeds the ratio of input prices. This expression indicates that the rate at which the firm is technically able to substitute one input for another generally exceeds the rate at which it can economically substitute inputs when the informal-payment cost is included.

Two observations are important at this point. First, notice that the lump-sum portion of the informal payment, b_0 , does not affect the optimality condition. While this term reduces the profit of the company, it does not alter the efficient input combination the management desires. Second, notice that the marginal informal payment, b_1 , does enter equation (14) and has an impact on the optimal input combination of the firm. The marginal informal payment distorts the corporation's input decision. Efficiency requires that the firm operate using the combination of inputs where the ratios in equation (8) are equal. Due to the inequality in this expression, we know that there is an inefficient allocation of resources. The firm is diverted from pursuing the efficient allocation due to the informal payment required by the tax official when that payment is linked to input usage.

Next, we wish to examine the efficiency cost of a company altering its use of an input due to the informal payment required by the tax official. This is the situation that may arise if tax inspections or informal-payment requirements are linked to the firm's use of labor, for example. While there is no

explicit constraint, there is an implicit incentive to limit the employment of labor. In order to produce a fixed output quantity q^0 , taking into account the constraint imposed on the input, the firm should operate at point S, illustrated in Figure 1. If the manufacturer were free to use any quantity of the input it wishes, it would operate at point A and use quantity x_1^a . But it is effectively input-constrained and chooses to use x_1 units due to the tax official's monitoring of that input usage and application of a marginal payment requirement. In order to produce q^0 units of output, the company must operate at point S, which brings inefficiency into the operation. The ratio OS/OC , which exceeds unity, represents the economic inefficiency involved. Of course, it is also possible that the firm is operating with a technical inefficiency using the input quantities represented at point R. In that case, there is also a technical inefficiency, measured by the ratio OR/OS . In the discussion that follows, we assume that the enterprise is operating in a technically efficient manner, so we focus only on the economic inefficiency imposed by limited access to the input.

Figure 1. Firm Inefficiency and Willingness To Pay To Relax Input Constraint



An index of overall efficiency can be computed, as described and illustrated in Cornes (1992), using the ratio OC/OR , which is the product of the index of allocative efficiency OC/OS and the index of technical efficiency OS/OR :

$$\frac{OC}{OR} = \frac{OC}{OS} \frac{OS}{OR} \quad (15)$$

Another way to view this situation is to ask the question, "What would the firm be willing to pay in order to have the ability to operate most efficiently?" Clearly, the difference between operating at point S rather than at point A, or equivalently at point C, imposes a cost on the business that is captured in the index of allocative efficiency ratio OC/OS . Therefore, the corporation would presumably be willing to pay a bribe to a government official to gain access to additional amounts of the constrained input and avoid the inefficiency.

This simple model of a manufacturer producing a product with a constraint on an input has several implications for testing. First, we recognize that the company will be more likely to report that it is subject to a constraint as the horizontal distance between points S and A in Figure 1 grows greater, which is the greater the difference denoted by $x_1^\alpha - \bar{x}_1$. If this difference is small, we would expect a firm to be less likely to make an informal payment. On the other hand, if this difference is large, the firm is more likely to be willing to make informal payments (bribes) to government officials to relax the input constraint and relieve the inefficiency being suffered.

Since the ratio OS/OC represents the economic inefficiency inherent in the input constraint, it is an indicator of the likelihood that an organization will indicate that it is asked to make an informal payment. The larger the ratio OS/OC , the more inefficient the firm is forced to be because of the input constraint (aside from any technical inefficiency). What determines this ratio? Two factors are important: (1) once again the difference $x_1^\alpha - \bar{x}_1$ is critical, as it measures the extent to which the input constraint is binding, and (2) the curvature of the isoquant $q = q^0$ is also a factor contributing to the distance between points C and S, and thereby a contributor to the inefficiency imposed on the firm with the input constraint.

The second of these factors depends on the elasticity of substitution between the constrained input and the non-constrained input. The greater the elasticity of substitution, the more relaxed is the curvature of the isoquant and the smaller is the inefficiency due to the input constraint. Firms that can easily substitute inputs will therefore be less likely to make informal payments. Furthermore, the difference $x_1^\alpha - \bar{x}_1$ may be affected by the extent to which prices have been liberalized in the country. That is reflected in the different slopes at points S and A in Figure 1, which reflect relative prices. Due to this factor, in countries where there has been more price liberalization, or greater overall economic reform, the distance $x_1^\alpha - \bar{x}_1$ may well be greater.

This model gives us several implications to test. First, companies that are inspected more frequently are more likely to make informal payments to tax officials because each inspection supplies the inspector with an opportunity to

request a payment or impose an implicit constraint on input use. Second, if tax inspections are linked to an enterprise's employment (labor-input usage), then those with greater employment will be more likely to report informal payments to tax officials. Third, in countries that have put through more far-reaching economic reforms, the difference between a firm's desired input use and the implicitly constrained input use may be greater, leading to greater inefficiency and a greater willingness on the part of the management to make an informal payment to relax the input constraint. Fourth, businesses with larger elasticities of substitution, whether due to technical factors or managerial skill, will be less likely to report making informal payments.

3. Data and Empirical Modeling Approach

3.1 Data

The primary data used in this study are from the 2009 round of the EBRD-World Bank Business Environment and Enterprise Performance Survey (BEEPS). These data are collected at the corporate level every three years and cover a broad range of topics related to the business environment and company performance.

BEEPS includes numerous questions on business-government relations. In addition, the data set is augmented with country-level data on economic conditions and measures of economic reforms. The country-level economic data are on GDP (PPP 2008), the GDP growth rate (%), the size of the agricultural sector of the economy (% of GDP), an indicator of whether the country is part of the Commonwealth of Independent States (CIS), the value-added tax rate (%), and the total tax rate applied to corporations (%).

Furthermore, an overall index of economic reform is supplied. This index is constructed from eight individual measures of reform produced by the EBRD: index of small-scale privatization, index of large-scale privatization, index of enterprise reform, index of price liberalization, index of foreign exchange and trade liberalization, index of competition policy, index of banking-sector reform, and index of infrastructure reform.

Enterprises in the following countries were surveyed: Albania, Armenia, Azerbaijan, Belarus, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Croatia, Czech Republic, Estonia, Macedonia, Georgia, Hungary, Kazakhstan, Kosovo, Kyrgyzstan, Latvia, Lithuania, Moldova, Mongolia, Montenegro, Poland, Romania, Russia, Serbia, Slovakia, Slovenia, Tajikistan, Turkey, Ukraine, and Uzbekistan. In the analysis that follows, however, enterprise survey responses are used for only 28 of the countries. The Czech Republic and Kosovo are omitted because the accompanying EBRD reform indices are not available for those countries.

3.2 Empirical Modeling Approach

A standard selection model is employed in the estimations to follow. The model is designed to account for the fact that there are both respondents and non-respondents in the BEEPS survey, and there is a selection process that determines who responds. The model accounts for the possibility that respondents are systematically different from non-respondents, and it controls for that contingency.

To begin, assume that we have a sample selection criterion defined by the equation,¹

$$z^* = \gamma'w + \mu \quad (16)$$

and that the primary equation of interest is,

$$y = \beta'x + \varepsilon. \quad (17)$$

The sampling context in this model is one where y is only observed when z^* is strictly positive. Vectors of explanatory variables w and x are associated with parameter vectors γ and β , respectively. Error terms ε and μ are assumed to follow a bivariate normal distribution with zero means and correlation ρ .²

Following Theorem 21.4 of Greene (1990), we can summarize the standard selection model as having the following properties:

$$E[(y|y \text{ is observed})] = E[(y|z^* > 0)] \quad (18)$$

$$= E[(y|\mu > -\gamma'w)] \quad (19)$$

$$= \beta'x + E(\varepsilon|\mu > -\gamma'w) \quad (20)$$

$$= \beta'x + \rho\sigma_\varepsilon\lambda(\alpha_\mu) \quad (21)$$

where we define the parameter α_μ as,

$$\alpha_\mu = \frac{-\gamma'w}{\sigma_\mu} \quad (22)$$

and the inverse Mills ratio, denoted $\lambda(\alpha)$, is the ratio of the normal probability density function to the cumulative density function evaluated at $\gamma'w/\sigma_\mu$.³

¹ Note that the symbol w here is a vector of explanatory variables, not input prices, as in equation (2).

² Note that the symbol μ is an error term in this model, not a Lagrangian multiplier, as in equation (9).

³ Note that the symbol λ here is the inverse Mills ratio, not a Lagrangian multiplier, as in equations (4) and (9).

$$\lambda(\alpha) = \frac{\phi\left(\frac{\gamma'w}{\sigma_\mu}\right)}{\Phi\left(\frac{\gamma'w}{\sigma_\mu}\right)}. \quad (23)$$

Hence, we can write the expected value of y , conditional on its selection, as given by the expression,

$$E(y|z^* > 0) = \beta'x + \beta_\lambda\lambda(\alpha_\mu) + v. \quad (24)$$

This equation reveals that a simple regression of y on the vector of explanatory variables x would provide an inconsistent set of estimates of the β coefficients. The econometric problem here is essentially that of an omitted variable. Regression of y on the vector of explanatory variables x must also include the inverse Mills ratio λ in order to obtain consistent estimates. If we estimate that the parameter β_λ is positive (negative), we have an indication that unobserved factors that make participation more likely tend to be associated with larger (smaller) effects in the second (selection) equation. The error term in the selection equation and the primary equation are positively (negatively) correlated.

In what follows, we will use this modeling approach to explain business-survey responses on tax inspections, tax-compliance efforts, and informal payments to tax officials. In each case, we will report a probit model and a selection model explaining the dependent variable conditional on the selection criteria. Econometric estimation of this selection model reveals the firm and country characteristics that influence tax inspections and informal payments.

4. Empirical Estimation

4.1 Models of Tax Inspections and Informal Payments

Tax inspections are a routine part of business operations in transition countries. The theoretical model of corporate production indicated that impediments to input usage arising from the tax inspector's demands for bribes based on input usage can cause inefficiency that the company will seek to overcome by most likely making a payment in cash. In this section, empirical models are estimated to investigate how tax inspections may feed into increased informal payments to tax officials. Among the potential obstacles for an enterprise conducting business in a transition economy, the BEEPS survey includes questions on the number of tax inspections the business was subject to in the past year, the number of working days that corporate staff spent on procedures related to taxes, and the informal payments that were associated with those tax inspections. In particular, Question J.4 asks the respondent, "Over the last year, how many times was this establishment either inspected

by tax officials or required to meet with them?" A follow-up question (question J.5a) asks the respondent, "Over the last year, considering the overall process of filing and paying taxes, how many working days were spent by all staff members involved in the process?" Another question (question J.5) asks, "In any of these inspections or meetings, was a gift or payment expected or requested?" Companies' responses to these three questions are used in statistical modeling of tax inspections and informal payments in this section of the paper.

4.2 Models of Tax Inspections

Table 1 reports summary statistics for the variables used in the empirical analysis. Approximately 60% of the businesses in the BEEPS survey had tax inspections in the past year. The number of inspections (or meetings with tax officials) ranged from a minimum of one to a maximum of 2,003, with a mean number of inspections of 4.4. In other words, the typical number of inspections is about four, amounting to quarterly inspections, but some firms report an extraordinarily large number of inspections. About 6% of respondents indicate that informal payments were expected or requested, but the standard deviation for that dichotomous variable is 0.23, indicating a large variation in tax officials' requests or expectations. The number of working days allocated to paying taxes is about 54 days on average, but here again the variation is substantial. The minimum number of days reported is one, while the maximum is an incredible 6,000 days.

Table 2 reports estimation results for probit models of tax inspections. The first column reports estimated coefficients for Model 1, a probit equation identifying whether the firm was subject to any tax inspection in the past year. Among the first eight explanatory variables that control for characteristics of the countries in which corporations are operating, only two of the variables have a statistically discernible effect on tax inspections. The GDP growth rate of the country has a positive effect, indicating that in faster-growing countries, companies are more likely to be inspected. The other significant country characteristic is the private-sector share of GDP, which has a positive effect on tax inspections. The more highly privatized the economy, the more likely firms are to be inspected. Among the remaining explanatory variables that capture corporate characteristics, nine variables have discernible effects on tax inspections. Manufacturing operations, female-managed businesses, and limited partnerships are less likely to be inspected. However, those with international quality certifications, informal market competition, government subsidies, and stock-market listings have a greater probability of being inspected. The second column of Table 2 lists the marginal effects of each independent variable of the probit Model 1 for easier interpretation.

Table 1. Descriptive Statistics

Variable	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum	Observations
<i>Dependent Variables</i>					
Tax inspection in the past year (0/1)	0.60	0.49	0	1	11,998
Number of tax inspections in the past year (#)	4.43	36.67	1	2,003	6,808
Informal payment expected or requested by tax official (0/1)	0.06	0.23	0	1	11,998
Working days of staff allocated to filing and paying taxes in the past year (#days)	53.76	189.17	1	6,000	9,278
<i>Country characteristics</i>					
GDP (PPP 2008)	10,886	5,809	1,761	27,182	11,728
Commonwealth of Independent States (CIS), (0/1)	0.40	0.49	0	1	11,998
Value-added tax rate (%)	18.4	2.8	10	25	11,998
Total tax rate applied to corporations (%)	43.0	17.8	10.6	95.6	11,998
GDP growth rate (%)	4.6	3.5	-4.6	10.8	11,728
Size of agricultural sector in country's economy (Ag value added as % of GDP)	9.1	6.1	0.0	29.8	11,445
Private-sector share of GDP (%)	68.0	9.3	30	80	11,479
EBRD index of small-scale privatization	3.9	0.37	2.3	4.3	11,479
EBRD index of large-scale privatization	3.2	0.54	1.7	4.0	11,479
EBRD index of enterprise reform	2.5	0.58	1.7	3.7	11,479
EBRD index of price liberalization	4.0	0.36	2.7	4.3	11,479
EBRD index of foreign exchange and trade liberalization	4.0	0.57	2.0	4.3	11,479
EBRD index of competition policy	2.4	0.50	1.7	3.7	11,479
EBRD index of banking-sector reform	3.0	0.54	1.7	4.0	11,479
EBRD index of infrastructure reform	2.6	0.57	1.3	3.7	11,479
<i>Firm Characteristics</i>					
Manufacturing-sector firm (0/1)	0.44	0.50	0	1	11,998
Manager's experience (years)	16.6	10.4	1	75	11,602
Manager female (0/1)	0.19	0.39	0	1	11,998
International quality certification (0/1)	0.26	0.44	0	1	11,998
Competes against unregistered or informal-market firms (0/1)	0.40	0.49	0	1	11,998
Subsidized by government (0/1)	0.09	0.28	0	1	11,998
Number of employees	127	1,076	1	100,000	11,880
State-owned enterprise (0/1)	0.01	0.11	0	1	11,998
Privatization of state-owned enterprise (0/1)	0.20	0.40	0	1	11,998
Originally private firm from startup (0/1)	0.74	0.44	0	1	11,998
Joint venture with a foreign partner (0/1)	0.02	0.14	0	1	11,998
Legal status: shareholding company with shares traded in stock market (0/1)	0.13	0.33	0	1	11,998
Legal status: shareholding company with shares traded privately, if traded at all (0/1)	0.59	0.49	0	1	11,998
Legal status: sole proprietorship (0/1)	0.15	0.36	0	1	11,998
Legal status: limited partnership (0/1)	0.03	0.17	0	1	11,998
Private domestic ownership share (%)	88.52	29.05	0	100	11,998
Location in capital city (0/1)	0.27	0.44	0	1	11,998
Location city size (1-5)	3.00	1.53	1	5	11,998

Table 2. Probit Models of Tax Inspections

Variable	Model 1 Probit estimates (standard error)	Model 1 Probit marginal effects (standard error)	Model 2 Selection model estimates (standard error)	Model 3 Selection model estimates (standard error)
Constant	-0.24 (0.61)	-0.90E-01 (0.23)	-0.22 (4.17)	51.79 (35.06)
GDP (PPP 2008)	-4.63E-06 (1.49E-05)	-0.18E-05 (0.57E-05)		-0.21E-03 (0.49E-03)
Commonwealth of Independent States (CIS) (0/1)	0.25E-01 (0.17)	0.96E-02 (0.66E-01)		-1.15 (5.30)
Value-added tax rate (%)	0.28E-01 (0.24E-01)	0.11E-01 (0.93E-02)		-0.83 (0.87)
Total tax rate applied to corporations (%)	-0.44E-02 (0.47E-02)	-0.17E-02 (0.18E-02)		0.18 (0.17)
GDP growth rate (%)	0.49E-01 ^b (0.26E-01)	0.19E-01 ^c (0.99E-02)		-1.66 (1.15)
Size of agricultural sector in country's economy (% of GDP)	0.12E-01 (0.14E-01)	0.46E-02 (0.52E-02)		-0.54 (0.49)
Private-sector share of GDP (%)	0.20E-01 ^a (0.10E-01)	0.76E-02 ^c (0.40E-02)		-0.55 (0.41)
EBRD overall reform index	-1.82 (1.50)	-0.69 (0.58)		54.26 (51.06)
Manufacturing sector (0/1)	-0.78E-01 ^a (0.36E-01)	-0.30E-01 ^b (0.14E-01)	1.30 (1.06)	3.49 ^c (2.05)
Manager's experience (years)	-0.25E-02 (0.19E-02)	-0.97E-03 (0.72E-03)	-0.40E-01 (0.50E-01)	0.37E-01 (0.90E-01)
Manager female (0/1)	-0.70E-01 ^a (0.25E-01)	-0.27E-01 ^a (0.99E-02)	-0.88 (1.28)	1.49 (1.99)
International quality certification (0/1)	0.12 ^a (0.40E-01)	0.47E-01 ^a (0.15E-01)	0.59 (1.19)	-3.40 (2.38)
Competes against unregistered or informal-market firms (0/1)	0.79E-01 ^b (0.35E-01)	0.30E-01 ^b (0.14E-01)	0.51 (1.01)	-1.81 (2.23)
Subsidized by government (0/1)	0.12 ^a (0.47E-01)	0.44E-01 (0.17E-01)	-0.39 (1.85)	-3.91 (3.37)
Number of employees	0.31E-03 ^b (0.16E-03)	0.12E-03 ^b (0.61E-04)	0.27E-02 ^a (0.11E-02)	-0.19E-02 (0.27E-02)
State-owned enterprise (0/1)	0.74E-01 (0.10)	0.28E-01 (0.39E-01)	0.71 (5.46)	-2.27 (6.59)
Privatization of state-owned enterprise (0/1)	0.27E-01 (0.61E-01)	0.10E-01 (0.23E-01)	0.68 (3.04)	-0.54 (3.63)
Originally private firm from startup (0/1)	0.14E-01 (0.78E-01)	0.52E-02 (0.31E-01)	1.72 (2.89)	1.48 (3.80)
Joint venture with a foreign partner (0/1)	-0.21E-01 (0.10)	-0.81E-02 (0.40E-01)	-0.32 (4.52)	-0.25 (5.56)
Legal status: shareholding company with shares traded in stock market (0/1)	0.23 ^a (0.96E-01)	0.87E-01 ^a (0.35E-01)	-0.66 (2.24)	-7.76 (4.92)
Legal status: shareholding company with shares traded privately, if traded at all (0/1)	0.17 ^c (0.10)	0.65E-01 ^c (0.39E-01)	0.78 (1.73)	-4.22 (3.49)
Legal status: sole proprietorship (0/1)	0.40E-02 (0.12)	0.15E-02 (0.44E-01)	0.35 (2.11)	0.30 (4.27)
Legal status: limited partnership (0/1)	-0.16 ^c (0.83E-01)	-0.61E-01 ^c (0.33E-01)	1.02 (3.63)	6.87 (6.14)
Private domestic ownership share (%)	-0.57E-03 (0.74E-03)	-0.22E-03 (0.28E-03)	0.48E-02 (0.18E-01)	0.25E-01 (0.31E-01)
Location in capital city	-0.32E-01 (0.13)	-0.12E-01 (0.51E-01)	-3.84 ^a (1.97)	-2.18 (5.07)
Location city size	-0.37E-01 (0.38E-01)	-0.14E-01 (0.15E-01)	1.12 ^a (0.58)	2.01 (1.51)
Lambda			-0.61 (3.42)	-56.00 ^a (32.45)
Chi squared, <i>p</i> -value	637.90, 0.00			
Log likelihood function	-6,714		-30,795	-30,784
Rho			-0.16E-01	-0.99
Sample size (<i>n</i>)	10,489		6,085	6,085

Notes: Superscripts ^{a,b,c} indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. E-*nm* indicates that the coefficient is to be multiplied by 10^{-*nm*}.

It is useful to consider the size of the probit-model coefficients and the marginal effects in order to gain insight into the magnitude of the effects. For example, the international quality certification effect pushes up the likelihood of tax inspection by about 5%, whereas the manufacturing-sector effect and the female-manager effect both reduce that probability by 3%. The employment coefficient indicates that an extra 100 employees will mean a 1% greater chance of being inspected. In general, the models point to the independent variables' having modest effects on the likelihood of inspection.

The third and fourth columns of results reported in Table 2 are for selection models of the number of tax inspections. A probit model of tax inspection and a selection model of the number of inspections are jointly estimated. Conditional on the business having at least one tax inspection, explained in Model 1, Selection Model 2 presents the total number of inspections. Selection Model 2 includes only corporate characteristics, not country characteristics, as explanatory variables. The only corporate characteristics that are discernible are the number of employees, which has a positive effect on the number of inspections, and the firm's location in the capital city (negative effect) or location city size (positive effect). When country characteristics are included in Model 3's selection estimation, no characteristics other than the manufacturing-sector dummy variable are statistically discernible. None of the included country characteristics matter in explaining tax inspections. In addition, their inclusion in the model causes other explanatory variables to lose significance. Furthermore, this selection model indicates that there is a notable selection bias, as the Inverse Mills Ratio (Lambda) is markedly different from zero, indicating that there is negative selection bias. Consequently, we know that unobserved factors making companies more likely to be targeted for tax inspections (in the first-stage probit equation) tend to be associated with smaller effects in the second-stage equation explaining the number of inspections.

For comparison, Table 3 reports the results of estimation for two OLS regression models of the number of inspections. Model 4 includes only corporate characteristics, while Model 5 also presents country characteristics. Estimated coefficients for Model 4 indicate that private manufacturers that were once state-owned, companies that have been private since their inception, and enterprises located in large cities are hit with more tax inspections. On the other hand, female-managed outfits, as well as those located in the capital city, are subjected to fewer tax inspections. When country characteristics are included in Model 5, the two that matter are CIS location, where businesses experience fewer inspections, and the agricultural intensity of the country's economy, which has a negative effect.

Table 3. Regression Models of Tax Inspections

Variable	Model 4 estimates (standard error)	Model 5 estimates (standard error)
Constant	-0.81 (1.59)	0.87 (4.29)
GDP (PPP 2008)		-0.36E-03 ^b (0.17E-03)
Commonwealth of Independent States (CIS) (0/1)		0.55E-01 (0.87)
Value-added tax rate (%)		-0.24E-01 (0.85E-01)
Total tax rate applied to corporations (%)		0.28E-01 (0.31E-01)
GDP growth rate (%)		-0.90E-01 (0.64E-01)
Size of agricultural sector in country's economy (% of GDP)		-0.17 ^c (0.99E-01)
Private-sector share of GDP (%)		-0.32E-01 (0.45)
EBRD overall reform index		6.30 (6.63)
Manufacturing sector (0/1)	1.19 ^c (0.68)	1.27 ^b (0.57)
Manager's experience (years)	-0.41E-01 (0.31E-01)	-0.40E-01 (0.31)
Manager female (0/1)	-0.97 ^b (0.48)	-0.84 ^c (0.51)
International quality certification (0/1)	0.82 (0.99)	0.78 (1.00)
Competes against unregistered or informal-market firms (0/1)	0.45 (1.13)	0.58 (1.33)
Subsidized by government (0/1)	-0.58 (0.88)	-0.19 (0.92)
Number of employees	0.27E-02 (0.19E-02)	0.28E-02 (0.20E-02)
State-owned enterprise (0/1)	0.82 (0.81)	0.50 (0.93)
Privatization of state-owned enterprise (0/1)	0.71 ^p (0.33)	0.70 (0.40)
Originally private firm from startup (0/1)	1.74 ^a (0.49)	1.95 ^b (0.90)
Joint venture with a foreign partner (0/1)	-0.26 (0.64)	-0.26 (0.65)
Legal status: shareholding company with shares traded in stock market (0/1)	-0.66 (0.93)	-0.39 (1.01)
Legal status: shareholding company with shares traded privately, if traded at all (0/1)	0.63 (1.21)	1.12 (1.46)
Legal status: sole proprietorship (0/1)	0.47 (1.32)	0.31 (1.50)
Legal status: limited partnership (0/1)	0.79 (1.22)	1.17 (1.36)
Private domestic ownership share (%)	0.69E-02 (0.11E-01)	0.48E-02 (0.12E-01)
Location in capital city	-4.01 ^a (1.03)	-3.78 ^a (0.95)
Location city size	1.20 ^a (0.23)	1.12 ^a (0.20)
Log likelihood function	-33,295	-30,803
Sample size (<i>n</i>)	6,622	6,085

Notes: Superscripts ^{a,b,c} indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. E-*m* indicates that the coefficient is to be multiplied by 10^{-*m*}.

4.3 Models of Informal Payments

Table 4 reports the results of estimation for informal payments to tax officials and effort levels in tax compliance. Model 1 is a probit model explaining whether a given firm reported having been approached for an under-the-table payment by an official during a tax inspection or meeting. Among the eight country characteristics in the model, all but one are statistically discernible. GDP, the VAT rate, and the size of the agricultural sector all have a negative effect on tax officials' requests for informal payments. CIS location, total tax rate applied to corporations, GDP growth rate, and the private-sector share of GDP all have positive effects on such payments. Among corporate characteristics in the model, three variables reduce the likelihood of informal payment requests, including the firm being a manufacturer, the manager's years of experience, and limited-partnership legal status. Four corporate characteristics increase the likelihood of being asked for an informal payment, namely competition with informal-market companies, being subsidized by the government, having the form of a joint venture with a foreign partner, and location city size. The second column of Table 4 provides the estimated marginal effects for Model 1.

A second probit model is estimated that incorporates two additional explanatory variables: the number of tax inspections and the days of effort expended in tax compliance. Estimates for Model 2 and its marginal effects are reported in the third and fourth columns of the table. Of the two additional variables in the model, only the days of tax-compliance effort is significant, with a positive sign. Thus, the more effort a firm reports expending in tax compliance, the more likely it is to be asked for an informal payment by tax officials.

4.4 Models of Tax-Compliance Effort

Table 5 reports estimates for two selection models where the number of days of effort in tax compliance is explained, conditional on a firm being asked for an informal payment (probit Model 2, reported in Table 4). In Model 1, five of the country characteristics have statistically discernible effects: GDP per capita (positive), CIS location (negative), VAT rate (positive), total tax rate on corporations (negative), and size of the agricultural sector (positive). Among corporate characteristics in the model, only competition with informal-market participants and location city size are significant, both with negative effects. Once again, Selection Model 1 reveals the existence of major selection bias. The coefficient for lambda (inverse Mills ratio) is negative, indicating negative selection bias.

Table 4. Probit Models of Informal Payments to Tax Officials

Variable	Model 1 Probit estimates (standard error)	Model 1 Probit marginal effects (standard error)	Model 2 Probit estimates (standard error)	Model 2 Probit marginal effects (standard error)
Constant	-2.54 ^a (0.66)	-0.23 ^a (0.56E-01)	-1.94 ^a (0.77)	-0.30 ^a (0.11)
GDP (PPP 2008)	-0.46E-04 ^b (0.19E-04)	-0.42E-05 ^a (0.16E-05)	-0.57E-04 ^a (0.19E-04)	-0.89E-05 ^a (0.28E-05)
Commonwealth of Independent States (CIS) (0/1)	0.39 ^b (0.17)	0.37E-01 ^b (0.16E-01)	0.45 ^a (0.15)	0.71E-01 ^a (0.23E-01)
Value-added tax rate (%)	-0.72E-01 ^a (0.28E-01)	-0.65E-02 ^a (0.24E-02)	-0.76E-01 ^a (0.25E-01)	-0.12E-01 ^a (0.38E-02)
Total tax rate applied to corporations (%)	0.13E-01 ^a (0.49E-02)	0.11E-02 ^a (0.41E-03)	0.12E-01 ^a (0.44E-02)	0.19E-02 ^a (0.65E-03)
GDP growth rate (%)	0.43E-01 ^b (0.18E-01)	0.39E-02 ^a (0.15E-02)	0.38E-01 ^b (0.17E-01)	0.59E-02 ^b (0.26E-02)
Size of agricultural sector in country's economy (% of GDP)	-0.26E-01 ^a (0.15E-01)	-0.24E-02 ^a (0.12E-02)	-0.34E-01 ^b (0.14E-01)	-0.53E-02 ^a (0.21E-02)
Private-sector share of GDP (%)	0.30E-01 ^a (0.11E-01)	0.27E-02 ^a (0.10E-02)	0.22E-01 ^b (0.11E-01)	0.34E-02 ^b (0.18E-02)
EBRD index of overall reform	-0.49 (1.37)	-0.44E-01 (0.12)	0.24 (1.25)	0.37E-01 (0.19)
Manufacturing sector (0/1)	-0.87E-01 ^b (0.44E-01)	-0.77E-02 ^b (0.40E-02)	-0.66E-01 (0.52E-01)	-0.10E-01 (0.82E-02)
Manager's experience (years)	-0.36E-02 ^c (0.21E-02)	-0.32E-03 ^c (0.19E-03)	-0.38E-02 (0.24E-02)	-0.59E-03 (0.38E-03)
Manager female (0/1)	-0.67E-01 (0.48E-01)	-0.58E-02 (0.41E-02)	-0.45E-01 (0.59E-01)	-0.69E-02 (0.90E-02)
International quality certification (0/1)	-0.25E-01 (0.47E-01)	-0.22E-02 (0.41E-02)	-0.33E-01 (0.63E-01)	-0.51E-02 (0.95E-02)
Competes against unregistered or informal-market firms (0/1)	0.25 ^a (0.45E-01)	0.24E-01 ^a (0.43E-02)	0.27 ^a (0.52E-01)	0.43E-01 ^a (0.88E-02)
Subsidized by government (0/1)	0.22 ^b (0.10)	0.24E-01 ^b (0.12E-01)	0.21 ^b (0.11)	0.36E-01 ^c (0.21E-01)
Number of employees	-0.27E-04 (0.43E-04)	-0.25E-05 (0.39E-05)	-0.25E-03 ^a (0.87E-04)	-0.39E-04 ^a (0.13E-04)
State-owned enterprise (0/1)	-0.12 (0.22)	-0.95E-02 (0.16E-01)	-0.13 (0.31)	-0.19E-01 (0.40E-01)
Privatization of state-owned enterprise (0/1)	0.18E-02 (0.10)	0.16E-03 (0.93E-02)	0.17E-02 (0.14)	0.27E-03 (0.22E-01)
Originally private firm from startup (0/1)	0.53E-01 (0.89E-01)	0.46E-02 (0.76E-02)	0.96E-01 (0.11)	0.15E-01 (0.17E-01)
Joint venture with a foreign partner (0/1)	0.36 ^a (0.14)	0.43E-01 ^c (0.23)	0.38 ^b (0.17)	0.75E-01 ^c (0.42E-01)
Legal status: shareholding company with shares traded in stock market (0/1)	-0.71E-01 (0.10)	-0.61E-02 (0.86E-02)	-0.23 ^c (0.13)	-0.32E-01 ^b (0.16E-01)
Legal status: shareholding company with shares traded privately, if traded at all (0/1)	0.44E-02 (0.90E-01)	0.40E-03 (0.80E-02)	-0.13 (0.94E-01)	-0.20E-01 (0.16E-01)
Legal status: sole proprietorship (0/1)	0.28E-01 (0.94E-01)	0.25E-02 (0.87E-02)	-0.48E-01 (0.94E-01)	-0.73E-02 (0.14E-01)
Legal status: limited partnership (0/1)	-0.36 ^b (0.17)	-0.24E-01 ^a (0.10E-03)	-0.43 ^c (0.26)	-0.50E-01 ^b (0.22E-01)
Private domestic ownership share (%)	-0.76E-03 (0.11E-02)	-0.68E-04 (0.10E-03)	-0.16E-02 (0.14E-02)	-0.24E-03 (0.21E-03)
Location in capital city	-0.16 (0.11)	-0.13E-01 (0.93E-02)	-0.22 (0.14)	-0.32E-01 (0.20E-01)
Location city size	0.11 ^a (0.38)	0.98E-02 ^a (0.37E-02)	0.15 ^a (0.48E-01)	0.24E-01 ^a (0.77E-02)
Number of tax inspections			0.15E-03 (0.41E-03)	0.23E-04 (0.64E-04)
Days of tax-compliance effort			0.31E-03 ^a (0.74E-04)	0.48E-04 ^a (0.11E-04)
Chi squared, <i>p</i> -value	574, 0.00		424, 0.00	
Log likelihood function	-2.131	-2.131	-1.611	-1.611
Sample size (<i>n</i>)	10,489	10,489	5,186	5,186

Notes: Superscripts ^{a,b,c} indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. E-*m* indicates that the coefficient is to be multiplied by 10^{*m*}.

Table 5. Selection Model of Days of Tax-Compliance Effort

Variable	Model 1 estimates (standard error)	Model 2 estimates (standard error)
Constant	9175.91 ^b (4427.44)	5611.30 ^c (3231.84)
GDP (PPP 2008)	0.19 ^b (0.81E-01)	-0.44E-01 (0.75E-01)
Commonwealth of Independent States (CIS) (0/1)	-1457.75 ^c (888.41)	-1243.57 ^c (760.22)
Value-added tax rate (%)	246.86 ^c (134.38)	-200.46 ^b (97.44)
Total tax rate applied to corporations (%)	-38.13 ^b (18.77)	2.29 (15.91)
GDP growth rate (%)	-129.36 (87.35)	32.18 (62.78)
Size of agricultural sector in country's economy (% of GDP)	112.76 ^c (61.21)	47.05 (48.63)
Private-sector share of GDP (%)	-67.20 (41.83)	-76.88 ^b (38.86)
EBRD index of overall reform	-1025.62 (4701.65)	-978.06 (4485.29)
Manufacturing sector (0/1)	204.57 (237.96)	161.00 (218.83)
Manager's experience (years)	12.62 (11.43)	-82.99 ^a (27.09)
Manager female (0/1)	144.82 (275.68)	103.30 (258.33)
International quality certification (0/1)	115.35 (266.25)	87.09 (250.15)
Competes against unregistered or informal- market firms (0/1)	-860.07 ^b (364.21)	-731.12 ^a (277.41)
Subsidized by government (0/1)	-635.52 (487.13)	0596.07 (439.64)
Number of employees	0.822 (0.57)	-1.74 ^b (0.81)
State-owned enterprise (0/1)	499.30 (1379.14)	467.75 (1312.58)
Privatization of state-owned enterprise (0/1)	13.64 (628.47)	14.05 (596.95)
Originally private firm from startup (0/1)	-281.79 (540.68)	-226.49 (507.28)
Joint venture with a foreign partner (0/1)	-1121.18 (869.80)	-909.44 (776.64)
Legal status: shareholding company with shares traded in stock market (0/1)	737.41 (562.62)	656.31 (510.95)
Legal status: shareholding company with shares traded privately, if traded at all (0/1)	387.09 (430.53)	355.94 (402.33)
Legal status: sole proprietorship (0/1)	156.10 (430.35)	131.52 (405.15)
Legal status: limited partnership (0/1)	1356.98 (1193.87)	1222.33 (1108.15)
Private domestic ownership share (%)	5.11 (5.19)	-7.54 (5.93)
Location in capital city	773.35 (713.98)	788.57 (692.83)
Location city size	-513.68 ^a (307.65)	-331.69 (243.20)
Number of tax inspections		2.25 (9.30)
Log likelihood function	-4.224	-3.179
Lambda	-4049.90 ^a (1478.64)	3854.87 ^a (1128.05)
F statistic, p value	604, 0.00	657, 0.00
Sample size (n)	583	583

Notes: Superscripts ^{a,b,c} indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. E-*nm* indicates that the coefficient is to be multiplied by 10^{-nm}.

Consequently, we know that unobserved factors that make businesses more likely to be solicited for bribes (in the first-stage probit equation) tend to be associated with smaller effects in the second-stage equation displaying the number of days of tax-compliance effort.

Selection Model 2 is identical to Model 1, with the addition of the number of tax inspections as an explanatory variable. The number of inspections is not statistically significant, however. Apparently, tax-compliance costs are independent of the number of tax inspections or meetings. It should be noted, however, that the addition of this independent variable in the selection model results in substantial coefficient-estimate changes for several other variables in the model. GDP per capita, which was positive and significantly different from zero in Model 1, turns negative and insignificant in Model 2. The VAT rate, which was positive and weakly significant in Model 1, turns negative and significant in Model 2. The private-sector share of GDP, managerial experience, and the number of employees, which were all insignificant in Model 1, are negative and significant in Model 2. Most interesting is the fact that the inverse Mills ratio (λ), which is negative and significant in Model 1, turns positive and significant in Model 2.

These results would indicate a reversal in the direction of the sample-selection bias estimated in the models. The instability of these results indicates that they should be viewed with caution. Also note that the sample sizes in Models 1 and 2 estimations are much smaller ($n = 583$) than in the previous models.

5. Summary and Conclusions

This paper has examined the ways that tax inspections and tax officials' requests for informal payments have an impact on businesses operating in transition countries. Using 2009 corporate-level survey data collected by the EBRD and the World Bank, we modeled several aspects of the ways that tax inspections affect firms. The models estimated control for the sample selection involved, recognizing that companies reporting having been inspected may systematically differ from those that have not been inspected. In addition, selection bias for those reporting that a tax official has asked for a pay-off was controlled for. This analysis demonstrates that there are clearly identifiable ways that the tax-inspection process creates inefficiencies and fosters an environment in which bribery can flourish. The empirical models indicate that there are both country-specific and company-specific characteristics that systematically influence tax inspections, requests for informal payments to tax officials, and staff costs related to tax compliance.

The theoretical model of the corporation yields four testable hypotheses. Of these, the first three are testable given the data available. First, firms that are inspected more frequently are more likely to make informal payments to tax officials because each inspection allows the inspector an opportunity to request a payment or impose an implicit constraint on input use. Second, if tax inspections are linked to an organization's employment (labor-input usage), then those with greater employment will be more likely to report informal payments to tax officials. Third, in countries that have succeeded in bringing about more economic reforms than others, the difference between a company's desired input use and the implicitly constrained input use may be greater, leading to higher inefficiency and more of a willingness on the part of management to hand over cash in order to relax the input constraint.

The evidence provided in the models indicates that whether a firm is subject to a tax inspection depends, in part, on certain country characteristics, among them the GDP growth rate and the private-sector share of GDP, both of which boost the probability of a tax inspection. Corporate characteristics also matter, including whether the corporation is in manufacturing or has a female manager, both of which reduce the incidence of tax inspections. On the other hand, corporate characteristics that raise the probability of tax inspection include competition with informal-market firms, international quality certifications, and legal status as a shareholding company with shares traded publicly.

For the second hypothesis—if tax inspections are linked to a company's employment (labor-input usage), then those with greater employment will be more likely to report informal payments to tax officials—the evidence confirms our model's estimate. A key corporate characteristic that ups the estimated likelihood of tax inspection in the models presented in this paper is the number of employees, with larger firms having a greater chance of being inspected. It is just this type of input-based criteria for tax inspections that can turn into a disincentive for companies to hire additional workers, and it creates a potential inefficiency in a firm's operations that can also feed into its willingness to pay off a tax official.

The third hypothesis developed from the theoretical model—that greater overall economic reform may result in a rise in the willingness of businesses to pay bribes in order to relax input constraints—is apparently not true. The empirical results indicate that overall economic reforms have no impact on informal payments. Anderson (forthcoming) submits evidence that greater price-liberalization reform has a negative influence on firms' reported obstacles in doing business, but the present analysis indicates no relationship between overall economic reforms and informal payments to tax officials. This (negative) result may reflect the fact that money paid to tax officials, in particular,

has more to do with the specific institutional context in which tax inspections take place and reflects the tax-administration regime more than anything else.

In addition, the model estimates reported in this paper reveal that higher tax-compliance costs contribute to an increased likelihood of firms making informal payments to officials. The marginal effect of additional days of tax-compliance effort is shown to correlate with corporate reports of bribe requests from tax officials. Clearly, the tax-administration programs are placing bottlenecks in the tax-compliance process and using the resulting inefficiency to extract informal payments from companies. These results indicate that tax inspections and compliance costs are a serious impediment to economic development in transition countries. A corrupt tax-administration process creates an environment in which businesses report that they tend to make informal payments in order to get things done.

Policy recommendations for improving economic-development strategies in these countries should therefore first include reform of the tax-administration process. The evidence presented here indicates that the problem is not so much the number of tax inspections or meetings with tax officials, but rather the cost in staff time incurred by the firm in complying with tax laws and regulations. The greater that cost, the more likely the enterprise is to be asked for a bribe. Therefore, tax officials apparently impose costly compliance obstacles accompanied by subsequent opportunities to obviate those obstacles by way of informal payments. Whether those compliance obstacles are legitimate, given the country's tax laws, or not cannot be determined from the data used in this analysis. What is clear, however, is that as compliance cost rises, the likelihood that companies are asked for informal payments by tax collectors increases. Tax officials may simply be taking the opportunity the tax code gives them to extract payments from firms.

In any case, the policy solution is to make the tax code and its administration more transparent. By lowering compliance costs and removing tax officials' opportunities, informal payments can be reduced. Monitoring of tax officials' interactions with taxpayers is also necessary. Once these policy issues are resolved, much of the incentive for bribery and corruption will also be removed, enabling the economy to operate more efficiently.

References

- Allingham, M. G. and A. Sandmo, (1972), "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics* (1), pp. 323-338.
- Anderson, John E., (forthcoming), "Economic Reforms and their Impacts on Informal Payments for Government Services in Transition Countries," *International Public Management Journal*.
- Anderson, John E., (2014), "Pay Me Now or Pay Me Later: Business Permit Applications, Waiting Time, and Bribery of Government Officials in Transition Countries," *Paper presented at the 70th Congress of the International Institute of Public Finance*, Lugano, Switzerland, August 20, 2014.
- Blanchard, Olivier, (1997), *The Economics of Post-Communist Transition*. Oxford, UK: Clarendon Press.
- Carlin, W., M. Schaffer, and P. Seabright, (2007), "Where Are the Real Bottlenecks? Evidence from 20,000 Firms in 60 Countries about the Shadow Costs of Constraints to Firm Performance," *IZA Discussion Paper Number 3059*.
- Cornes, Richard, (1992), *Duality and Modern Economics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Cremer, H., (1990), "Evading, Auditing and Taxing: The Equity-Compliance Tradeoff," *Journal of Public Economics*, 43(1), pp. 67-92.
- Ericson, Richard E., (1991), "The Classical Soviet-type Economy: Nature of the System and Implications for Reform," *Journal of Economic Perspectives*, 5, pp. 11-28.
- Ericson, Richard E., (1999), "A Comment on 'The Anatomy of Russia's Virtual Economy.'" *Columbia University, Department of Economics, Working Paper*.
- Ericson, Richard E., and Barry W. Ickes, (1999), "A Model of Russia's 'Virtual Economy.'" *Columbia University, Department of Economics, Working Paper*.
- Faccio, Mara, (2006), "Politically Connected Firms," *American Economic Review*, 96(1), pp. 369—386.
- Fan, Simon, Chen Lin, and Daniel Treisman, (2009), "Political Decentralization and Corruption: Evidence from Around the World," *Journal of Public Economics*, 93, pp. 14-34.

- Fortin, B., N. Marceau, and L. Savard, (1997), "Taxation, Wage Controls and the Informal Sector," *Journal of Public Economics*, 66(2), pp. 293-312.
- Gaddy, Clifford, and Barry W. Ickes, (1998a), "Beyond a Bailout: Time to Face Reality About Russia's `Virtual Economy,'" *Foreign Affairs*, 77 (September/October), pp. 53-67.
- Gaddy, Clifford, and Barry W. Ickes, (1998b), "To Restructure or Not To Restructure: Informal Activities and Enterprise Behavior in Transition," *Working Paper*.
- Gaddy, Clifford, and Barry W. Ickes, (1998c), "A Simple Four-Sector Model of Russia's `Virtual' Economy," *The Brookings Institution*, Washington D.C.
- Greene, William H., (1990), *Econometric Analysis*. New York: Macmillan Publishing Company.
- Havrylyshyn, Oleh, (2007), "Fifteen Years of Transformation in the Post-Communist World," *CATO Center for Global Liberty & Prosperity, Development Policy Analysis*, November 9, 2007, Number 4.
- Havrylyshyn, Oleh, and Thomas Wolf, (1999), "Determinants of Growth in Transition Countries," *Finance & Development*, 36, pp. 12-15.
- Hellman, Joel S., Geraint Jones, Daniel Kaufmann, (2003), "Seize the State, Seize the Day: State Capture and Influence in Transition Countries," *Journal of Comparative Economics*, 31, pp. 751-773.
- Hellman, Joel S., Geraint Jones, Daniel Kaufmann, and Mark Schankerman, (2000), "Measuring Governance, Corruption, and State Capture: How Firms and Bureaucrats Shape the Business Environment in Transition Countries," *World Bank Policy Research Paper 2312*, Washington, D.C.: World Bank.
- Joulfaian, David, (2009), "Bribes and Business Tax Evasion," *The European Journal of Comparative Economics*, 6 (2), pp. 227-244.
- Kaplow, L., (1990), "Optimal Taxation with Costly Enforcement and Evasion," *Journal of Public Economics*, 43(2), pp. 221-236.
- Rose-Ackerman, Susan, (1999), *Corruption and Government: Causes, Consequences, and Reform*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Ruach, J. E., (1991), "Modeling the Informal Sector Formally," *Journal of Development Economics*, 35(1), pp. 33-47

- Shleifer, Andrei, and Daniel Treisman, (2014), "Normal Countries: The East 25 Years After Communism," *Foreign Affairs*, 93 (6), pp. 92-103.
- Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, (1993), "Corruption," *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 599-617.
- Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, (1994), "Politicians and Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 995-1025.
- Summers, Victoria, and Katherine Baer, (2003), "Revenue Policy and Administration in the CIS-7: Recent Trends and Future Challenges," *International Monetary Fund: Washington, D.C.*
- Tanzi, Vito, and George Tsibouris, (2000), "Fiscal Reform Over Ten Years of Transition," *International Monetary Fund Working Paper WP/00/113: Washington, D.C.*
- Tanzi, Vito, and Hamid R. Davoodi, (2000), "Corruption, Growth, and Public Finances," *International Monetary Fund Working Paper WP/00/182: Washington, D.C.*
- Tanzi, Vito, and Howell H. Zee, (2000), "Tax Policy for Emerging Markets: Developing Countries," *International Monetary Fund Working Paper WP/00/35. Washington, D.C.*
- Weineke, Axel, and Thomas Gries, (2011), "SME Performance in Transition Economies: The Financial Regulation and Firm-Level Corruption Nexus," *Journal of Comparative Economics*, 39, pp. 221-229.

A Bayesian Estimation of Real Business-Cycle Models for the Turkish Economy

Hüseyin Taştan^{} - Bekir Aşık^{**}*

Abstract

We estimate a canonical small open economy real business-cycle model and its several extensions using a Bayesian approach to explore the effects of different structural shocks on macroeconomic fluctuations in Turkey. Alternative models include several theoretical exogenous shocks, such as those to temporary and permanent productivity, world interest rates, preferences, and domestic spending, as driving forces together with financial frictions. Results indicate that output is mostly driven by trend growth shocks, while temporary shocks are relatively less important. Although empirical results generally favor the stochastic trend model, in which there are only transitory and permanent productivity shocks as causative elements, an extended model with random world interest rates and various financial frictions can be a viable alternative to explain economic fluctuations.

JEL Codes: C11, E32, F40

Keywords: Real business-cycle models, financial frictions, Turkey, small open economy, emerging economies.

^{*} Yıldız Technical University, Department of Economics, Yıldız Beşiktaş İstanbul, Turkey,
tastan@yildiz.edu.tr

^{**} Beykent University, Department of Economics, Maslak-Sarıyer İstanbul, Turkey,
bekirasik@beykent.edu.tr

1. Introduction

The sources of economic fluctuations in emerging economies have received considerable attention in the recent literature. As compared to developed economies, emerging economies tend to have more volatile consumption and income patterns, with countercyclical current accounts marked by frequent capital-flow reversals known as “sudden stops.” Moreover, real interest rates are more volatile and counter-cyclical in emerging economies, as documented by several studies (e.g., Neumeyer and Perri, 2005; Aguiar and Gopinath, 2007). Based on the general framework of Mendoza (1991), a myriad of models have been proposed in the current literature that are capable of producing these stylized facts. However, these models are generally applied to data from emerging economies in Latin America.

This paper aims to provide an empirical contribution to the literature on the sources of economic fluctuations in emerging economies by estimating the standard stochastic growth model and its extensions/modifications using Turkish macroeconomic data. In our analysis, we incorporate several shocks that have been identified in the recent literature as major driving forces. In particular, the standard small open-economy model is augmented to encompass shocks to temporary and permanent productivity, world real interest rates, country-risk premiums, domestic spending, and preferences. We implement a specific-to-general methodology: we start with the stochastic model, incorporating only temporary and permanent productivity shocks—since that value has the smallest number of shocks—and then extend the model to include additional shocks. We also examine whether a model considering world interest-rate shocks and temporary productivity shocks coupled with financial frictions can explain Turkish economic fluctuations without adding the non-stationary productivity shocks.

We implement a Bayesian estimation procedure for the structural parameters of the model with Turkish data for two periods: one from the first quarter of 1988 to the fourth quarter of 2013, the other from the first quarter of 2002 to the third quarter of 2013. Alternative models are compared for marginal likelihoods and for their ability to replicate unconditional second moments of key macroeconomic aggregates. We also conduct a variance-decomposition analysis to assess the role played by these shocks in determining business-cycle fluctuations. The paper is organized as follows: after a brief survey of the related literature in Section 2, we present alternative models in Section 3. Section 4 sketches the Bayesian estimation procedure. Data, including calibration information, are provided in Section 5. Section 6 presents the empirical results for the full sample. Section 7 lists the empirical results for the subsample

covering the period from the first quarter of 2002 to the third quarter of 2013. Section 8 compares the results of two different periods and concludes the study.

2. Literature Review

Recent empirical studies have analyzed the issue within the general framework of Mendoza (1991), who developed a small open-economy real business-cycle model and applied it to the Canadian economy. One of the main results of Mendoza (1991) is that the world interest shock plays a minor role in business cycles. The canonical open-economy real business-cycle (RBC) model of Mendoza (1991) has been elaborated on in several dimensions by incorporating other exogenous shocks. Following Mendoza (1991), Correia, Neves, and Rebelo (1995) applied the real business-cycle model to a small open economy, Portugal. In this model, the effects of three shocks—world interest rates, productivity, and government expenditure—were investigated. According to the results, productivity shocks are more important than other shocks.

External financial factors' contribution to business-cycle movements in emerging economies has also been emphasized by several studies. Calvo, Leiderman, and Reinhart (1993) set up a model for 10 Latin American countries to investigate whether such fluctuations are dominated by domestic or foreign shocks. They found foreign interest-rate shocks are key factors for the disruptions in 10 Latin American countries. In addition, the role of real interest rates and financial frictions in shaking up an economic system are also studied in emerging economies.

Neumeyer and Perri (2005) show that real interest rates are countercyclical and that they lead the business cycles in emerging economies. Moreover, as stated in Neumeyer and Perri (2005), there is a strong correlation between real interest rates and the ups and downs of emerging economies. To the role of interest rates, they add “working-capital constraint” to modify the real business-cycle model, as suggested by Oviedo (2005). Neumeyer and Perri assume that firms have to borrow a pre-determined amount in advance to finance their payrolls. If there is a working-capital constraint in the economy, real interest-rate shocks will impact the firm's hiring decisions and thus its labor costs.

Besides working-capital requirements, they assume that the domestic interest rate in emerging economies is a function of both the world interest rate and a country-risk premium. In their model, the world interest rate is expressed as an international gross real interest rate, while the risk premium is expressed

as a gross spread over the international real interest rate. Thus, the domestic interest rate may differ from the international interest rate due to the risk premium. They find that the model with a country-induced risk premium connected with domestic fundamentals performs better than the model without a risk premium. Another result of theirs is that the model generates countercyclical real interest rates when the working-capital constraint is added to it. However, if the model is simulated without a working-capital constraint, interest rates are procyclical.

The role of risk premium is also discussed in Uribe and Yue (2006), who underlined country-risk premiums, world interest rates, and financial frictions in explaining fluctuations in emerging economies. They find that real interest-rate shocks—both domestic and worldwide—affect domestic real variables with one period lag. Based on a variance-decomposition exercise, they conclude that shocks to the US interest rate bring about instability in emerging economies to a greater degree than do any shocks to the domestic interest rate.

Another paper considering the effects of world interest-rate shocks on business cycles is that of Lubik and Teo (2005). Using Bayesian techniques, they estimate an RBC model with terms-of-trade, world real interest-rate, and productivity shocks for five countries. Their findings indicate that the terms of trade shocks have a relatively minor effect, whereas world real interest rates and productivity have more influence.

In an attempt to explain the lost decade of the 1980s, Kydland and Zarazaga (2002) came up with an RBC model for Argentina and found that the standard RBC model was successful in explaining it. In an influential paper, Aguiar and Gopinath (2007) extended this by considering both permanent and transitory productivity shocks. They pointed out that, in contrast to developed economies, emerging economies tend to have more volatile long-run growth rates and countercyclical current accounts. Their empirical results suggested that an RBC model with a permanent productivity shock could explain business-cycle features in an emerging economy (Mexico).

However, their interpretation has been challenged by Garcia Cicco et al. (2010), as well as Chang and Fernandez (2010, 2013). The latter argued instead for an augmented RBC model with interest-rate shocks and financial frictions, in addition to the two productivity shocks: they claimed this offered a superior explanation for Mexico's economic travails. For their part, Garcia Cicco et al. (2010) maintain that the standard RBC model fails to capture observed characteristics of macroeconomic variables and produces a near random-walk behavior in the trade balance. They propose an alternative model,

one in which three additional exogenous shocks account for the fluctuations in consumer preferences, country-risk premiums, and aggregate domestic spending. They conclude that their augmented RBC model is superior for replicating stylized facts about Mexico and Argentina.

Discussions in the literature predominantly focus on data from Mexico and Argentina. The number of studies focusing on other emerging economies is rather low. Among these, Araujo (2012) analyzes the sources of economic changes in Brazil and concludes that the model with investment-specific shocks is more precise than the standard two-shock RBC model. Bolanos and Wishart (2012) estimate the standard and extended RBC models using data from 12 emerging and 12 developed small open economies. They report that permanent productivity shocks are relatively more powerful in emerging economies, and the addition of financial frictions to the mix improves the fit of the model. Bhattacharya et. al. (2013) run the canonical RBC model with productivity shocks and terms-of-trade shocks for the Indian economy. They find that when the terms-of-trade shocks are put into the model, business-cycle volatility decreases, and the model does well in matching the features of the data by replicating the higher relative-consumption volatility and the countercyclical trade balance.

The number of studies focusing on the Turkish economy is also small. Özbilgin (2009) investigates the effects of financial-market participations on a standard open-economy real business-cycle model for the Turkish economy for the period from 1987 to 2004. Özbilgin (2009) emphasizes that the model gets better results than the standard RBC model; it generates higher consumption volatility, and the trade-balance-output correlation is in line with the data. Tiryaki (2010) investigates the effects of interest rates on the Turkish economy and states that the gyrations in the country's spread account for less than 9% percent of output volatility; moreover, the volatility of macroeconomic variables changes with the working-capital requirement parameter and the persistence of the productivity shocks. Taştan (2013) offers an augmented RBC model, with Bayesian methods that is inspired by Garcia Cicco et al. (2010) and incorporates data from Turkey's post-liberalization period. His results imply that the extended model, complete with financial frictions and additional shocks, is relatively more successful than the standard RBC model.

3. Alternative Models

The standard small open-economy real business-cycle model was developed by Mendoza (1991). Given the empirical failures of this model, Aguiar and Gopinath (2007) extended it with random labor-augmenting growth. Other permutations of the standard model include interest-rate shocks and finan-

cial frictions, as discussed in Neumeyer and Perri (2005) and Uribe and Yue (2006). Stochastic trends and financial frictions are embedded and estimated in Chang and Fernandez (2010) as well. In this section, we briefly discuss these models.

3.1 The Stochastic Trend Model

The production technology for the final good is given by

$$Y_t = a_t F(K_t, \Gamma_t h_t) = a_t K_t^{1-\alpha} (\Gamma_t h_t)^\alpha, \quad (1)$$

where Y_t denotes output, K_t denotes capital, h_t denotes hours worked, α is the labor's share of income, and F is a neo-classical production function. a_t is a shock to total factor productivity, and Γ_t allows for labor-augmenting productivity growth. The capital letters represent variables that have trends in equilibrium, and the lower-case letters represent variables with no trend in equilibrium. The total productivity shock is assumed to follow a stationary first-order autoregressive process in logarithms. That is,

$$\log a_t = \rho_a \log a_{t-1} + \varepsilon_t^a, \quad (2)$$

where $|\rho_a| < 1$ and $\varepsilon_t^a \sim iid N(0, \sigma_a^2)$. Labor-augmenting productivity growth is assumed to follow a stochastic trend with

$$\Gamma_t = g_t \Gamma_{t-1}, \quad (3)$$

where g_t is the gross growth rate of the Γ_t . It is assumed that the natural logarithm of g_t follows a first-order autoregressive process:

$$\ln(g_{t+1}/\mu) = \rho_g \ln(g_t/\mu) + \varepsilon_{t+1}^g, \quad (4)$$

with $|\rho_g| < 1$ and $\varepsilon_t^g \sim iid N(0, \sigma_g^2)$. μ represents the long-run mean growth rate of labor productivity. Note that a positive growth shock implies a permanently higher level of output. This, in turn, implies higher levels of permanent consumption, leading to less savings and current-account deficits.

The representative household faces the following budget constraint:

$$W_t h_t + u_t K_t + q_t D_{t+1} = C_t + I_t + D_t, \quad (5)$$

where W_t denotes the wage rate, u_t denotes the rental rate of capital, C_t denotes consumption, I_t denotes investment, q_t is the time t price of debt, while D_{t+1} is the stock of debt issued in period t . The capital accumulation can be written as

$$K_t = (1 - \delta)K_t + I_t - \frac{\phi}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - \mu \right)^2, \quad (6)$$

where δ represents the rate of depreciation. The last term allows for quadratic capital-adjustment costs, and ϕ is the adjustment-cost parameter.

The representative household maximizes the expected utility function given by

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, h_t, \Gamma_{t-1}) = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t - \tau \Gamma_{t-1} h_t^\omega)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad (7)$$

where β is the discount factor, $U(\cdot)$ denotes the utility function, and E is the expectation operator. Households try to maximize the utility function subject to the production function, budget constraint, and the capital accumulation.

The interest rate (the inverse of q_t) on foreign borrowing for the households in this model can be written as follows:

$$\frac{1}{q_t} = R^* + \psi \left[\exp \left(\frac{\tilde{D}_{t+1}}{\Gamma_t} - \bar{d} \right) - 1 \right] \quad (8)$$

where R^* denotes the constant world interest rate, and \tilde{D}_{t+1} is the country's external debt, which is equal to the household's debt D_{t+1} in equilibrium (Garcia-Cicco et al., 2010, Taştan, 2013). Households take \tilde{D}_{t+1} as exogenous. \bar{d} denotes the steady-state level of normalized debt. It is assumed that the interest rate borne by households is sensitive to the total debt in order to ensure that there is a well-defined non-stochastic steady state. As shown by Schmitt-Grohe and Uribe (2003), the specification in the interest-rate equation guarantees that the steady state is well defined and independent of initial conditions.

3.2 The Financial-Friction Model

Random world interest rates and financial frictions are prime factors in pushing the business cycles in emerging countries. In these countries, economic booms are generally associated with cheap foreign credit. Additionally, as the country-risk premium increases, foreign capital stops flowing in, resulting in a current-account crisis (the so-called "sudden stop" phenomenon of Calvo (1998)). The theoretical framework proposed in Neumeyer and Perri (2005) and Uribe and Yue (2006) is designed to reproduce these stylized facts in emerging economies. The interest rate on foreign borrowing for the households (8) can be modified for the financial-friction model as follows:

$$\frac{1}{q_t} = R_t + \psi \left[\exp\left(\frac{D_{t+1}}{\Gamma_t} - d\right) - 1 \right], \quad (9)$$

where R_t is the country-specific interest rate, which is given as

$$R_t = S_t R_t^*, \quad (10)$$

where R_t^* is the world interest rate and S_t is the country-specific spread. In this model, the world interest rate is random and follows a stationary first-order autoregressive process in logarithms:

$$\ln(R_t^*/R^*) = \rho_R \ln(R_{t-1}^*/R^*) + \varepsilon_t^R, \quad (11)$$

where R^* is the world interest rate's long-run value and $|\rho_R| < 1$ with $\varepsilon_t^R \sim iid N(0, \sigma_R^2)$.

The process for the country-specific spread (S_t) can be written as follows:

$$\log(S_t/S) = -\eta E_t \log a_{t+1}. \quad (12)$$

In this formulation, the country spread is in deviation form from its long-run level, and it depends on the expected future productivity.

Another financial friction is the so-called “working-capital requirement” proposed by Oviedo (2005), in which a fraction of the wage bill must be financed by companies. This friction was developed by Neumeyer and Perri (2005), in which the equilibrium in the labor market can be written in the following form:

$$W_t [1 + \theta(R_{t-1} - 1)] = a_t F_2(K_t, \Gamma_t h_t) \Gamma_t. \quad (13)$$

In this specification, world interest rates have direct effects on production by affecting the cost of labor.

3.3 The Encompassing Model

The stochastic trend and financial-friction models are generally tested separately in the real business-cycle model literature. Chang and Fernandez (2010) evaluate these two models within a framework they call the “encompassing model.” The encompassing model differs from the stochastic model in two dimensions. First, it includes financial frictions and working-capital requirements. The spread is embedded in the parameter η , and working-capital requirements are assigned to the parameter θ . Second, the spread is affected not only by the transient technology shocks, as in the stochastic

growth version, but also by the permanent shocks in the encompassing model. An endogenous spread is introduced on the grounds that the default risk can fall with expected productivity, and the type of shock does not matter. The country spread is formulized as follows:

$$\log(S_t/S) = -\eta E_t \log(SR_{t+1}/SR) \quad (14)$$

where SR_t is the Solow residual, $SR_t = a_t g_t^\alpha$. SR is the mean value of the Solow residual and can be written as $SR = \mu^\alpha$. In this model, “it is assumed that the spread is given by (12), except that the temporary productivity shock a_{t+1} is replaced by the total factor productivity (Solow Residual)” (Chang and Fernandez (2010), p. 10).

3.4 The Augmented RBC Model

Following Garcia-Cicco et al. (2010), we augment the encompassing model with preference shock and domestic-spending shock. In this model, a representative household maximizes

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \epsilon_t \left(\frac{(C_t - \tau \Gamma_{t-1} h_t^\omega)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right), \quad (15)$$

subject to the budget constraint:

$$W_t h_t + u_t K_t + q_t D_{t+1} = C_t + I_t + D_t + B_t, \quad (16)$$

where ϵ_t denotes preference shock, and B_t denotes domestic-spending shock. It is assumed that preference and domestic-spending shocks follow a stationary AR (1) process:

$$\log(\epsilon_{t+1}) = \rho_\epsilon \log(\epsilon_t) + \varepsilon_{t+1}^\epsilon \quad (17)$$

$$\log(B_{t+1}/\mu_b) = \rho_b \log(B_t/\mu_b) + \varepsilon_{t+1}^b, \quad (18)$$

where $|\rho_\epsilon| < 1$ and $\varepsilon_t^\epsilon \sim iid N(0, \sigma_\epsilon^2)$; $|\rho_b| < 1$ and $\varepsilon_t^b \sim iid N(0, \sigma_b^2)$.

4. Empirical Methodology

In this section, we briefly outline the Bayesian estimation methodology. More detailed treatments can be found in An and Schorfheide (2007), DeJong and Dave (2007), and Canova (2007).

Let Y_T denote the vector of observed data, Ψ^M denote the model-specific vector of parameters, and M denote the number of models. The purpose of the Bayesian estimation is to obtain posterior distribution of the structural parameters, given data:

$$p(\Psi^M|Y_T) = \frac{p(Y_T|\Psi^M)p(\Psi^M)}{p(Y_T)}, \quad (19)$$

where $p(\Psi^M|Y_T)$ is the posterior distribution, $p(Y_T|\Psi^M)$ is the likelihood function, $p(\Psi^M)$ is the prior distribution, and $p(Y_T)$ is the marginal density of the data for the model M. The likelihood function can be written as

$$p(Y_T|\Psi^M) = p(Y_0|\Psi^M) \prod_{t=1}^T p(Y_t|Y_{t-1}, \Psi^M). \quad (20)$$

Our earlier beliefs about the distribution of the parameter vector are expressed in the prior distribution $p(\Psi^M)$. The marginal density of the data for the model M can be written as follows:

$$p(Y_t) = \int p(\Psi^M, Y_T) d\Psi^M \quad (21)$$

The posterior distribution of the models can be computed using the Metropolis-Hastings Algorithm, which is a Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method. This method allows the drawing of any sequences from distribution. All the information about Ψ^M from the data can be obtained from the approximation of the posterior kernel.

$$p(Y_T|\Psi^M) \propto p(Y_T|\Psi^M)p(\Psi^M) \quad (22)$$

To get the posterior kernel, the marginal data density integrates to a constant. The Metropolis-Hastings algorithm generates a sequence of samples and draws from the posterior kernel

$$\log(p(Y_t|\Psi^M)) + \log(p(\Psi^M)) \quad (23)$$

Then, a Gaussian approximation around the posterior kernel mode is derived from that algorithm. We generate five independent chains for this algorithm. Each of these chains is composed of one million draws, and the first half of the draws are burned to get independence of initial conditions.¹

5. Data, Calibration, and Priors

We collect quarterly data on GDP, private consumption, private investment, and net exports from International Financial Statistics (IFS) for the two periods: 1988q1-2013q3 and 2002q1-2013q3. Variables are seasonally adjusted with the Census X-12 method. Real variables are obtained by dividing nominal variables by the GDP deflator. Per capita variables are derived by

¹ We use the DYNARE MATLAB toolbox to estimate and simulate the models (see Adjemian et al., 2011). For more information, visit: <http://www.dynare.org/>

dividing real variables by population for the ages 15-64. The population variable comes from the Turkish Statistical Institute. Growth rates of GDP, private consumption, and private investment are computed as log differences. Net exports are divided by GDP and computed as a difference. We collect real interest-rate data from the Turkish Data Monitor covering the period from the third quarter of 1996 to the third quarter of 2013.

Following Chang and Fernandez (2010), we always estimate parameters related to structural shocks and the capital-adjustment cost parameter. The structural parameter vector for the stochastic model is given by

$$\Theta = [\rho_a \rho_g \sigma_a \sigma_g \phi \sigma_{gy} \sigma_{gc} \sigma_{gi} \sigma_{dnx}]^T,$$

where $\sigma_{gy}, \sigma_{gc}, \sigma_{gi}, \sigma_{dnx}$ are the standard deviations for the four nonstructural measurement errors. The structural parameter vector for the financial-friction model is given by

$$\Theta = [\rho_a \rho_R \sigma_a \sigma_R \phi \theta \eta \sigma_{gy} \sigma_{gc} \sigma_{gi} \sigma_{dnx}]^T$$

The structural parameter vector for the encompassing model is given by

$$\Theta = [\rho_a \rho_R \rho_g \sigma_a \sigma_R \sigma_g \phi \theta \eta \sigma_{gy} \sigma_{gc} \sigma_{gi} \sigma_{dnx}]^T$$

Finally, the structural parameter vector for the augmented model is given by

$$\Theta = [\rho_a \rho_R \rho_g \rho_\epsilon \rho_S \sigma_a \sigma_R \sigma_g \sigma_\epsilon \sigma_S \phi \theta \eta]^T$$

The rest of the parameters are calibrated as summarized in Table 1. Some of the parameters are from related literature when exact data has not been available; some others are data averages when data has been available; and certain parameters are from steady-state representations of the models. The long-run productivity growth (μ) is calculated from the average growth rate of real GDP per capita and set at 1.005. The depreciation rate (δ) is 0.025.

The discount factor is set to 0.9864 for the financial-friction, encompassing, and augmented RBC models. We calibrate the real interest rate to 1.024 from the Turkish Data Monitor. We set intertemporal elasticity of substitution to 2.00, following Aguiar and Gopinath (2007), Garcia-Cicco et al. (2010), and Chang and Fernandez (2010). The labor-supply elasticity parameter (ω) is set to 1.6, as in Mendoza (1991), Schmitt-Grohe and Uribe (2003), Aguiar and Gopinath (2007), and Chang and Fernandez (2010). This

term is related to the labor-supply elasticity, and it is given by $(\frac{1}{1-\omega})$. The labor-share (α) parameter takes the value of 0.60 for the stochastic model, and 0.6059 for the financial-friction, encompassing, and augmented models. The value of the labor-share parameter (α) is commonly used in the related literature for the stochastic model. The value of this parameter for the other models is equal to $\alpha = \text{labor share} * (1 + (R - 1) * \theta)$, where the labor share is 0.

Table 1. Calibrated Parameters

Parameters	Description	Value
σ	Intertemporal Elasticity of Substitution	2
ω	Labor-Supply Elasticity $(\frac{1}{\omega-1})$	1.6
$\alpha^{\#}$	Labor Share of Income	0.6059
R^*	Gross Foreign Interest Rate	1.002
μ	Long-Run Productivity Growth	1.005
$\tau^{\#}$	Labor Parameter	1.8145
ψ	Debt Elastic Interest-Rate Parameter	0.001
$\beta^{\#}$	Discount Factor	0.9864
S	Long-Run Gross Country Interest-Rate Premium	1.022
δ	Depreciation Rate of Capital	0.025
D	Debt-to-GDP Ratio (D/Y)	0.10
$R^{\#}$	Gross Country-Specific Interest Rate	1.024

Values of α , τ , and β are the same for the Augmented, Encompassing, and Financial-Friction Models. $\alpha = 0.60$; $\tau = 2.95$; $\beta = 0.9871$ for the Stochastic Model
The Gross Country-Specific Interest Rate is taken as 1.017 for the 2002.Q1-2013.Q3 period.

Gross foreign interest rate is calculated from the US's three-month T- Bill rate, while the gross country-specific interest rate is calculated from the data provided by the Turkish Data Monitor. We set the debt-elastic interest-rate parameter to 0.001. In the real business-cycle model literature, this parameter is set to a small number to ensure that the adjustment-cost function does not drive the results (Schmitt-Grohe and Uribe (2003)). We set the debt-to-GDP ratio to 0.1, as in the related literature.

The prior distributions are summarized in Table 2. Our choice of priors generally reflects common practice in the related literature. When the number of endogenous (observable) variables is more than the number of shocks, we add uncorrelated measurement errors to avoid stochastic singularity.

Table 2. Prior Distributions of the Estimated Parameters

Parameters		Prior Distributions	Prior Mean	Prior Standard Deviations
ρ_a	AR(1) Coefficient of TFP Shock	Beta	0.80	0.1
ρ_g	AR(1) Coefficient of Permanent Shock	Beta	0.80	0.1
ρ_r	AR(1) Coefficient of Foreign Interest-Rate Shock	Beta	0.80	0.1
ρ_ϵ	AR(1) Coefficient of Preference Shock	Beta	0.80	0.1
ρ_b	AR(1) Coefficient of Domestic-Spending Shock	Beta	0.80	0.1
σ_a	Standard Deviation of TFP Shock	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_g	Standard Deviation of Permanent Shock	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_r	Standard Deviation of Foreign Interest-Rate Shock	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_ϵ	Standard Deviation of Preference Shock	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_b	Standard Deviation of Domestic-Spending Shock	Inverse Gamma	0.02	0.02
θ	Working-Capital Requirements	Beta	0.50	0.224
η	Spread	Gamma	1	0.101
ϕ	Capital-Adjustment Parameter	Uniform	0	10
σ_Y	Std. Dev. of GDP Measurement Error	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_C	Std. Dev. of Consumption Measurement Error	Inverse Gamma	0.02	0.02
σ_I	Std. Dev. of Investment Measurement Error	Inverse Gamma	0.02	0.02
$\sigma_{d(\frac{TB}{Y})}$	Std. Dev. of Trade-Balance Measurement Error	Inverse Gamma	0.02	0.02

6. Estimation Results for the Full Sample: 1988.Q1-2013.Q3

The posterior distributions of the parameters in the four models are given in Table 3. According to the estimation results, trend-growth shocks are more volatile than temporary shocks in all models. For example, the posterior mean of the variance of temporary shocks is 0.90, and the trend-growth shock is 2.47%, in the stochastic growth model. The ratio of standard devia-

Table 3. Posterior Estimation Results: Full Sample

Parameters	Priors	Posterior Means			
		Augmented Model	Encompassing Model	Financial-Friction Model	Stochastic Model
ρ_a	0.80	0.58 (0.47-0.69)	0.59 (0.49-0.70)	0.62 (0.56-0.67)	0.79 (0.64-0.94)
$100 * \sigma_a$	2	0.85 (0.56-1.13)	0.82 (0.56-1.08)	1.47 (1.21-1.72)	0.90 (0.63-1.16)
ρ_g	0.80	0.30 (0.24-0.35)	0.33 (0.27-0.39)	-	0.57 (0.50-0.64)
$100 * \sigma_g$	2	3.05 (0.56-1.13)	2.60 (2.12-3.10)	-	2.47 (2.00-2.97)
ρ_r	0.80	0.79 (0.74-0.85)	0.47 (0.34-0.61)	0.49 (0.36-0.64)	-
$100 * \sigma_r$	2	0.45 (0.36-0.54)	0.51 (0.40-0.62)	0.52 (0.41-0.63)	-
ρ_ϵ	0.80	0.95 (0.92-0.98)	-	-	-
$100 * \sigma_\epsilon$	2	14.73 (9.81-19.57)	-	-	-
ρ_b	0.80	0.98 (0.96-0.98)	-	-	-
$100 * \sigma_b$	2	151.38 (133.20-169.45)	-	-	-
ϕ	5.00	9.82 (9.59-10.00)	9.75 (9.45-10.00)	9.76 (9.45-10.00)	9.06 (7.96-10.00)
θ	0.50	0.49 (0.13-0.86)	0.38 (0.05-0.70)	0.29 (0.02-0.55)	-
η	1.00	0.82 (0.68-0.97)	0.84 (0.70-0.99)	0.86 (0.71-1.00)	-
$100 * \sigma_Y$	2	-	0.96 (0.65-1.26)	1.57 (1.25-1.90)	0.94 (0.64-1.24)
$100 * \sigma_C$	2	-	2.74 (2.39-3.07)	3.13 (2.74-3.52)	2.62 (2.29-2.95)
$100 * \sigma_I$	2	-	4.05 (3.18-4.91)	3.87 (2.86-4.87)	4.10 (3.47-4.72)
$100 * \sigma_{a(\frac{TB}{Y})}$	2	-	1.27 (1.03-1.50)	1.30 (1.07-1.53)	1.21 (0.95-1.46)
Log-data density		773.4767	828.4998	816.6423	866.4131

Notes: Values in parentheses represent 90% of the highest posterior density intervals. Log data density is computed using Laplace approximation.

Average Acceptance Rate Per Chain:

Stochastic Model:	0.3651	0.3617	0.3622	0.3608	0.3608
Financial-Friction Model:	0.3713	0.3717	0.3717	0.3701	0.3712
Encompassing Model:	0.3426	0.3435	0.3421	0.3435	0.3431
Augmented RBC Model:	0.3249	0.3256	0.3239	0.3173	0.3238

tions, evaluated at the posterior means, is $\frac{\sigma_a}{\sigma_g} = 0.36$ in the stochastic growth model, 0.32 in the encompassing model, and 0.28 in the augmented model.

Thus, we can say that permanent shocks appear relatively more dominant than temporary ones. However, we note that when shutting down the trend shock and adding financial frictions, the volatility of temporary shocks increases significantly.

Focusing on the results from the encompassing model, we observe that the volatility of the innovations in the permanent component of trend productivity is still large in the presence of financial frictions. This is at odds with the view that the importance of trend shocks may be exaggerated if financial frictions are overlooked in models for emerging-market fluctuations. On the contrary, in an environment of random world interest rates, financial frictions—in the form of elastic country spreads and working-capital requirements—seem to play a leading role, even after accounting for both temporary and permanent productivity shocks. The elasticity of spread to expected movements in future productivity (η) has a posterior mean of around 0.84 in all models. This value is very close to those reported in the literature. The posterior mean of the working-capital parameter (θ) is less than 0.5 in all models, implying that some 30% to 40% of the wage bill may be kept as working-capital needs.

In contrast to volatility, the persistence of temporary shock dominates the permanent one in all models. For the stochastic growth model, the posterior means of temporary and trend shocks are 0.79 and 0.57, respectively. The values of the persistence of the shocks are 0.58 and 0.30, respectively, for the augmented model, and 0.59 and 0.33, respectively, for the encompassing model. The capital-adjustment cost parameter has a posterior mean value ranging from 9.06 to 9.8 in all models. We also note that, based on the ranking of log data density, the stochastic growth model performs better than the other models, followed by the encompassing model, the financial-friction model, and the augmented RBC model.

The values of the estimated parameters may not be sufficient criteria for evaluating the different models in real business-cycle models. The literature on this subject also considers some key moments of the model.

Table 4 summarizes selected second moments of the Turkish data and those implied by the alternative models. We observe that, in the data, the consumption and investment growth rates are relatively more volatile than the output growth, and the trade balance is countercyclical. All models successfully replicate the countercyclical nature of the trade balance with varying degrees of success. However, the financial-friction model is not very successful in replicating the higher volatility of consumption growth.

Table 4. Selected Second Moments: Full Sample

Variables	Turkish Data	Augmented Model	Encompassing Model	Financial-Friction Model	Stochastic Model
	Standard Deviation (%)				
gy	2.95	3.44	3.00	2.55	2.84
gc	4.10	4.10	2.75	1.93	2.89
gi	6.95	9.31	8.06	8.31	5.71
dnx	1.72	2.42	1.36	1.31	1.21
	S.D.(x)/S.D.(gy)				
gc	1.39	1.19	0.92	0.76	1.02
gi	2.36	2.71	2.67	3.26	2.01
dnx	0.58	0.70	0.45	0.51	0.43
	Correlation with gy				
gc	0.73	0.73	0.98	0.98	0.97
gi	0.73	0.78	0.88	0.89	0.92
dnx	-0.37	-0.22	-0.57	-0.52	-0.48
	Correlation with dnx				
gc	-0.44	-0.37	-0.67	-0.64	-0.67
gi	-0.43	-0.51	-0.87	-0.85	-0.78
	Autocorrelations				
gy	-0.028	-0.22	-0.17	-0.14	-0.01
gc	-0.004	-0.09	-0.11	-0.13	-0.023
gi	0.102	-0.08	-0.22	-0.19	-0.002
dnx	-0.309	0.07	-0.17	-0.23	-0.004

The growth rate of GDP is highly correlated with consumption and investment growth rates (0.73) in the data. This stylized fact is more clearly seen in the augmented RBC model with five shocks, whereas other models imply much higher correlations above 0.88. All models imply negative correlations between the ratio of the trade balance to output and the growth rates of consumption and investment.

We note that there is virtually no persistence in the growth rates of output and consumption in the data, whereas the trade balance and the growth rate of investment are slightly autocorrelated. None of the models seems to be in line with this stylized fact. However, we should note that the stochastic growth model is successful in replicating the non-autocorrelation of *gy* and *gc*, but it fails for *gi* and *dnx*.

To assess the relative importance of exogenous shocks, we computed variance decompositions using alternative models. The results of the variance decomposition analysis are summarized in Table 5.

Table 5. Variance Decompositions: Full Sample

Augmented Model					
	ε^a	ε^g	ε^{R^*}	ε_t^ϵ	ε_t^s
Gy	16.12	83.38	0.28	0.12	0.10
Gc	6.14	48.38	1.16	26.36	17.96
Gi	15.17	48.48	34.39	1.17	0.79
dnx	1.06	6.66	48.23	28.96	34.39
Encompassing Model					
Gy	20.22	79.54	0.24	-	-
Gc	13.19	85.87	0.95	-	-
Gi	22.22	58.89	18.88	-	-
dnx	5.73	32.25	62.03	-	-
Financial-Friction Model					
Gy	99.80	-	0.20	-	-
Gc	98.12	-	1.88	-	-
Gi	81.28	-	18.72	-	-
dnx	29.62	-	70.38	-	-
Stochastic Model					
Gy	26.12	73.88	-	-	-
Gc	8.83	91.17	-	-	-
Gi	2.84	97.16	-	-	-
dnx	21.69	78.31	-	-	-

The most remarkable result is the small role played by the transitory shock relative to other shocks in causing variations in macroeconomic variables in all models but the financial-friction model. Recall that in the latter, there are no permanent shocks but a transitory productivity shock coupled with world interest-rate shocks and various frictions.

Although significant portions of the variations in the growth rates of output, consumption, and investment can be attributed to transitory shocks in the financial-friction model, once we allow for permanent productivity shocks, this is no longer the case in the encompassing model. Also we note that approximately 62% of the variations in the trade balance can be linked to world interest-rate shocks in the encompassing model, while this value is around 70% in the financial-friction model and 48% in the augmented RBC model.

The effect of world interest-rate shocks on the variance of output growth is virtually nil. This result is also valid for the encompassing and financial-friction models. These results are generally in line with those of Garcia-Cicco et al. (2010) and Chang and Fernandez (2010). However, our results showing the relative importance of the permanent productivity shocks stand in stark contrast to theirs. In general, our results imply that trend shocks are relatively more important in explaining variations in the growth rates of output, consumption, and investment. Indeed, approximately 80% of the variations in the growth rate of output can be attributed to permanent productivity shocks.

Results from the encompassing model imply that about 86% of the variations in the growth rate of consumption can be traced to the variations in the trend shock. This is even higher in the stochastic growth model but significantly lower (48%) in the augmented RBC model, where the rest of the variations can be ascribed to preference shocks and spending shocks.

7. Estimation Results for the Subsample: 2002.Q1-2013.Q3

We replicate our analysis for the subsample 2002.Q1-2013.Q3 in order to verify the robustness of our results in a period of relative stability. We summarize the posterior estimation results in Table 6.

In general, the results are qualitatively similar to the results from the full sample. The trend growth shocks are more volatile than the temporary shocks in all models. The ratio of the standard deviations of shocks, σ_a/σ_g , is slightly larger in the subsample than in the full sample: 0.47 in the stochastic growth model, 0.37 in the encompassing model, and 0.32 in the augmented RBC model, respectively. As in the full sample, permanent shocks appear relatively more dominant than temporary ones.

Similarly, we note that by shutting down the trend shock in this subperiod and adding financial frictions, the volatility of temporary shocks rises markedly. Also, the parameters governing the extent of financial frictions generally have posterior mean values close to their full sample counterparts. The elasticity of spread to expected movements in the country fundamentals has a posterior mean of around 0.86 in all models.

The ranking of the models using the log data density is also the same in the subperiod: the stochastic growth model and the encompassing model are relatively more successful than the others.

Table 6. Posterior Estimation Results: Subsample 2002.Q1-2013.Q3

Parameters	Priors	Posterior Means			
		Augmented Model	Encompassing Model	Financial-Friction Model	Stochastic Model
ρ_a	0.80	0.59 (0.49-0.69)	0.60 (0.51-0.69)	0.62 (0.56-0.68)	0.92 (0.86-0.98)
$100 * \sigma_a$	2	0.97 (0.60-1.34)	0.92 (0.59-1.23)	1.50 (1.04-1.94)	1.00 (0.62-1.37)
ρ_g	0.80	0.31 (0.24-0.38)	0.37 (0.29-0.44)	-	0.52 (0.43-0.62)
$100 * \sigma_g$	2	3.03 (2.30-3.76)	2.46 (1.79-3.12)	-	2.12 (1.39-2.86)
ρ_r	0.80	0.55 (0.43-0.70)	0.47 (0.33-0.61)	0.48 (0.34-0.63)	-
$100 * \sigma_r$	2	0.61 (0.45-0.76)	0.53 (0.41-0.66)	0.55 (0.41-0.67)	-
ρ_ϵ	0.80	77.77 (63.35-99.29)	-	-	-
$100 * \sigma_\epsilon$	2	8.25 (5.87-10.09)	-	-	-
ρ_b	0.80	0.86 (0.76-0.96)	-	-	-
$100 * \sigma_b$	2	102.74 (85.01-119.81)	-	-	-
ϕ	5.00	9.71 (9.34-10.00)	9.70 (9.32-10.00)	9.68 (9.26-10.00)	8.77 (7.37-10.00)
θ	0.50	0.50 (0.13-0.86)	0.40 (0.05-0.73)	0.45 (0.10-0.81)	-
η	1.00	0.85 (0.70-0.99)	0.86 (0.72-1.01)	0.88 (0.73-1.03)	-
$100 * \sigma_\gamma$	2	-	0.86 (0.58-1.13)	1.46 (1.03-1.89)	0.81 (0.56-1.05)
$100 * \sigma_c$	2	-	1.79 (1.43-2.14)	2.36 (1.89-2.81)	1.73 (1.38-2.08)
$100 * \sigma_\tau$	2	-	3.95 (2.90-5.04)	4.27 (3.09-5.43)	3.69 (2.94-4.42)
$100 * \sigma_{\frac{TB}{Y}}$	2	-	0.95 (0.67-1.27)	0.90 (0.63-1.15)	0.99 (0.76-1.22)
Log data density		391.1226	400.3024	389.7457	438.5589

Notes: Values in parentheses represent 90% of the highest posterior density intervals. Log data density is computed using Laplace approximation.

Average Acceptance Rate Per Chains:

Stochastic Model:	0.3197	0.3198	0.3197	0.3188	0.3201
Financial-Friction Model:	0.3949	0.3955	0.3967	0.3963	0.3970
Encompassing Model:	0.3307	0.3316	0.3303	0.3310	0.3301
Augmented RBC Model:	0.3430	0.3377	0.3378	0.3456	0.3349

Table 7 summarizes second moments of the data and those implied by the alternative models in the subsample. In general, second moments are qualitatively similar to the full sample. Although consumption and investment are still relatively more volatile than output growth, standard deviations are smaller in the subsample. According to the augmented model results, consumption growth and investment growth are more volatile than output growth, as expected. All models are successful in replicating the countercyclical behavior of the trade balance-to-output ratio, but the magnitude is overestimated in the encompassing, financial-friction, and stochastic growth models.

Table 7. Second Moments: Subsample 2002.Q1-2013.Q3

Variables	Data	Augmented Model	Encompassing Model	Financial-Friction Model	Stochastic Model
	Standard Deviation (%)				
Gy	2.57	3.47	2.90	2.59	2.60
Gc	3.18	3.60	2.74	2.01	2.56
Gi	5.78	8.95	8.21	8.75	4.74
Dnx	1.25	2.34	1.65	1.66	0.78
	S.D.(x)/S.D.(gy)				
Gc	1.24	1.04	0.95	0.78	0.98
Gi	2.25	2.58	2.83	3.38	1.82
Dnx	0.49	0.67	0.57	0.64	0.30
	Correlation with gy				
Gc	0.83	0.87	0.98	0.98	0.98
Gi	0.74	0.86	0.89	0.89	0.98
Dnx	-0.44	-0.38	-0.66	-0.62	-0.69
	Correlation with dnx				
Gc	-0.50	-0.57	-0.73	-0.70	-0.80
Gi	-0.36	-0.60	-0.92	-0.91	-0.81
	Autocorrelations				
Gy	0.19	-0.22	-0.15	-0.11	-0.03
Gc	-0.04	-0.16	-0.09	-0.05	-0.02
Gi	0.47	-0.12	-0.22	-0.20	-0.02
Dnx	0.11	0.02	-0.21	-0.23	0.09

According to the results of the financial-friction model, growth in output is more volatile than that in consumption growth; on the other hand, growth in investment is more volatile than that in output. The lower volatility of the

consumption behavior conflicts with the Turkish data and the overall expectations for developing countries. The encompassing model is more successful than the financial-friction model in replicating such volatilities of observed variables.

The correlation between growth rates in consumption and in output on the one hand and investment growth and output growth on the other is high and positive (respectively, 0.83 and 0.74), as expected from the Turkish data. The encompassing model, financial-friction model, and stochastic model all over-predict the correlation between output and consumption, as well as that between output and investment.

Table 8 summarizes the variance-decomposition analysis for the subsample.

Table 8. Variance Decomposition: Subsample 2002.Q1-2013.Q3

Augmented Model					
	ε^a	ε^g	ε^{R^*}	ε_t^ϵ	ε_t^s
Gy	16.67	80.20	0.10	0.00	0.02
Gc	10.56	65.96	0.71	21.93	0.84
Gi	23.21	53.39	22.93	0.10	0.37
Dnx	4.63	12.49	38.52	21.98	22.39
Encompassing Model					
Gy	26.80	72.93	0.27	-	-
Gc	16.92	82.19	0.88	-	-
Gi	26.70	55.41	17.89	-	-
Dnx	9.45	39.32	51.23	-	-
Financial-Friction Model					
Gy	99.45	-	0.55	-	-
Gc	97.83	-	2.17	-	-
Gi	82.19	-	17.81	-	-
Dnx	42.73	-	57.27	-	-
Stochastic Model					
Gy	35.28	64.72	-	-	-
Gc	19.79	80.21	-	-	-
Gi	22.27	77.73	-	-	-
Dnx	1.28	98.72	-	-	-

As in the full sample, transitory productivity shock has a minor role in inducing the variations in macroeconomic variables. Almost 73% of the variations in output growth can be attributed to permanent shocks in the encompassing model, 65% in the stochastic growth model, and about 80% in the

augmented model. When we exclude the permanent shocks and include financial frictions, almost all of the variations in output growth are attributed transitory shocks.

Similar to the full sample results, once we allow for permanent productivity shocks, this is no longer the case in the encompassing model. Also we note that roughly 51% of the variations in the trade balance can be linked to world interest-rate shocks in the encompassing model, whereas this value is close to 57% in the financial-friction model and 39% in the augmented RBC model.

8. Conclusion

Although it is difficult to choose a single model as the most successful among the alternative models, we can draw several conclusions from this exercise. First, (permanent) trend-growth shock has a dominant role in the volatility of macroeconomic variables. The role of this shock for the Turkish economy is compatible with Aguiar and Gopinath (2007), supporting their “the cycle is trend” argument. However, we also note that a model with transitory shocks coupled with several financial frictions might also explain macroeconomic fluctuations.

Furthermore, once we allow for a permanent productivity shock in the financial-friction model (the encompassing model a la Chang and Fernandez, 2013), the role of transitory shocks diminishes, with the financial frictions remaining equally important. Second, all alternative models are successful in replicating a countercyclical trade balance and producing strong correlations with output growth and a higher volatility of consumption. However, they generally fail in replicating the persistence in the trade balance-to-output ratio.

Although one may be tempted to choose the stochastic growth model, on the grounds of parsimony (Occam’s razor), we should note that it fails in replicating stylized facts in several dimensions. Third, our results are generally robust in the relatively stable subperiod covering 2002.Q1-2013.Q3. Similar to the full sample results, trend growth shocks seem to have a dominant effect on macroeconomic variables.

Overall, once we include a nonstationary productivity shock in an otherwise standard stochastic growth model, it accounts for the largest portion of the variations in the macroeconomic variables. This is generally robust to the presence of various financial frictions. However, this result does not imply that financial frictions are a minor factor in business cycles. On the contrary, permanent productivity shocks coupled with several micro-frictions might have more to do with macroeconomic fluctuations. These results indicate that decision-making authorities should be concerned about crafting policies that will lessen the impact of financial frictions on macroeconomic variables.

References

- Adjemian, S., Houtan Bastani, Michel Juillard, Frederic Karame, Ferhat Mihoubi, George Perendia, Johannes Pfeifer, Marco Ratto, and Sebastien Villemot, (2011), "Dynare: Reference Manual, Version 4," *Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP*.
- Aguiar, M. and G. Gopinath, (2007), "Emerging-Market Business Cycles: The Cycle is the Trend," *Journal of Political Economy* 115 (1), 69-102.
- An, S. and F. Schorfheide, (2007), "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews* 26(2-4), 113-172.
- Araujo, Eurilton, (2012), "Investment-Specific Shocks and Real Business Cycles in Emerging Economies: Evidence from Brazil," *Economic Modeling*, 29, 671-678.
- Bhattacharya, R., I. Patnaik, and M. Pundit, (2013), "Emerging-Economy Business Cycles: Financial Integration and Terms of Trade Shocks," *IMF Working Paper, WP/13/119*.
- Bolanos, A., O. and J. Wishart, (2012), "Trend Shocks and Financial Frictions in Small Open Economies Modeling," *Center For Latin American Monetary Studies*.
- Calvo, G., A., (1998), "Capital Flows and Capital Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops", *Journal of Applied Economics*, Vol: 1, No:1, pg: 35-54.
- Calvo, G., L. Leiderman, and C. Reinhart, (1993), "Capital Inflows and Real Exchange-Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors" *MPRA Paper No: 7125*.
<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/7125/>
- Canova, F., (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*. 1st Edn., Princeton, NJ, USA: Princeton University Press.
- Chang, R. and A. Fernandez, (2010), "On the Sources of Aggregate Fluctuations in Emerging Economies," *NBER Working Paper Series No.w15938*.
- Chang, R. and A. Fernandez, (2013), "On the Sources of Aggregate Fluctuations in Emerging Economies," *International Economic Review*, 54 (4), 1265-1293.

- Correia, I. J. C. N. and S. Rebelo, (1995), "Business Cycles in Small Open Economies." *European Economic Review*, 39, 1089-1113.
- De Jong, N., D., and C. Dave, (2007), *Structural Macroeconometrics*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- García-Cicco, Javier, Roberto Pancrazi, and Martín Uribe (2010), "Real Business Cycles in Emerging Countries?" *American Economic Review*, 100 (5): 2510-31.
- Kydland, F. E. and C. E. Zarazaga, (2002), "Argentina's Lost Decade," *Review of Economic Dynamics* 5, 152-165.
- Lubik, T. and W. Teo, (2005), "Do World Shocks Drive Domestic Business Cycles? Some Evidence from Structural Estimation," <http://econ.jhu.edu/wp-content/uploads/pdf/papers/wp522lubik.pdf>
- Mendoza, E. G., (1991), "Real Business Cycles in a Small Open Economy," *American Economic Review* 81 (4), 797-818.
- Neumeyer, P. A. and F. Perri, (2005), "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of the Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (2), 345-380.
- Oviedo, P. M., (2005), "World Interest Rate, Business Cycle, and Financial Intermediation in Small Open Economies," *Staff General Research Papers, Iowa State University*.
- Özbilgin, Murat (2009), "Financial Market Participation and the Developing Country Business Cycle," *Journal of Development Economics*, 92, 125-137.
- Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe, (2003), "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics* 61, 163-185.
- Taştan, Hüseyin, (2013), "Real Business Cycles in Emerging Economies: The Turkish Case," *Economic Modeling*, Vol. 34, 106-113.
- Tiryaki, Tolga, (2010), "Interest Rates and Real Business Cycles in Emerging Markets," *Working Papers 1008, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of Republic of Turkey*.
- Uribe, M. and V. Z. Yue, (2006), "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?" *Journal of International Economics* 69 (1), 6-36.

GDP Volatility Spillovers from the US and EU to Turkey: A Dynamic Investigation

P. Fulya Gebeşođlu - Hasan Murat Ertuđrul***

Abstract

Our paper examines the dynamics of GDP volatility spillover from the US and the EU to Turkey. The associated volatilities are derived through the SWARCH (switching autoregressive conditional heteroscedasticity) model, proposed by Hamilton and Susmel (1994). We use the Kalman filter to analyze these spillover effects between first-quarter 1995 and fourth-quarter 2013. We identify significant cross-country spillover effects from the US to Turkey, especially during global financial crises. However, we do not find any notable volatility spillover from the EU to Turkey.

JEL Codes: E32, F41

Keywords: GDP volatility spillover, ARCH, Kalman filter, spillover effect

* Undersecretariat of Treasury, Ankara, Turkey. fulya.ozorhan@hazine.gov.tr

** Undersecretariat of Treasury, Ankara, Turkey. murat.ertugrul@hazine.gov.tr

1. Introduction

The deleterious effects of globalization have been in the spotlight for the last few decades. In particular, a series of reverberating outward crises, ranging from the October 1987 stock-market crash in the US through the ERM crisis of 1992 in Europe to the Latin American breakdowns of 1994 have served to draw attention to the concept of spillover and contagion effects.¹ Recently, the profile of this concept rose even higher in the wake of the global financial crisis of 2008 and 2009. Although conventional wisdom holds that globalization is the main driver of macroeconomic co-movements across the globe, the impact of trade activities and financial integration on macroeconomic volatility is ambiguous.²

For instance, greater integration does not necessarily induce synchronization if integration is primarily associated with increased specialization (Köse, Otrok, Prasad, 2008). In other words, the nature of globalization, as well as the specific properties of the shocks being considered, determines the net effects of spillovers. Nevertheless, the correct identification of spillovers remains important, given their contribution to a country's economic volatility (Carare, Mody, 2010). Therefore, an in-depth analysis of the prevailing spillover effects is required in order to identify the origins of GDP volatility and design effective policy prerequisites for minimizing the risks that are associated with globalization.

There is voluminous literature on the effects of cross-border economic interdependencies. Specifically, much has been written about contagion and spillover propelling business-cycle synchronization.³ However, a concrete measure of causality has proven elusive in light of the growing influence of common factors (such as supply shocks or global financial turmoil) that also affect business-cycle synchronization. Hence, an assessment of volatility spillover is crucial if we are to understand its transmission mechanisms and the details of its dynamics.

There is consensus in the empirical literature on the existence of spillover effects, although their magnitude is left to be speculated about. This is so

¹ Although there are different definitions for the concepts of spillovers and contagion effects, the distinction usually focuses on the unanticipated nature of contagion, whereas interdependencies and spillovers are often perceived as expected (Masson, 1999, and Pericoli and Sbracia, 2003). Throughout our paper, contagion and spillover effects are used interchangeably, both meaning co-movements of macroeconomic indicators.

² Krugman (1993), Razin and Rose (1994), Mendoza (1994), Baxter and Crucini (1995), Easterly, Islam, and Stiglitz (2001), and Bekaert, Harvey, and Lundblad (2002).

³ Köse et al. (2003); Perez et al. (2003); Stock and Watson (2005).

due to the variability of the result with respect to the model specifications, country- or region-specific samples, and the time span chosen. Another vein in the literature focuses on the transmission channels conveying the spillover effects.⁴ In practice, the main culprits here have been the rising share of international trade, global capital flows, and the contagious nature of the herding mentality accompanying financial speculation. For their part, Helbling et al. (2007) and Bagliano and Morana (2011) argue that the trade channel appears to be the top transmission mechanism for US GDP volatility spillovers to the rest of the world, whereas Bayoumi and Swiston (2009) emphasize financial transfers.

Although it is inarguable that trade linkages generate both demand- and supply-side spillovers, the degree to which this is true depends on the specialization of production, which, in turn, is based on the comparative advantages of the trade partners being considered (Köse, Otrok, Prasad, 2008; Baxter and Kouparitsas, 2005). As for the herding behavior of financial agents, this might well incite spillover effects as much as the two other factors. This is especially the case for small open economies like Turkey that rely heavily on capital inflows to power their economic growth. Therefore, as one such country, Turkey's reliance on foreign capital rather than domestic savings to boost investment points to a major source of vulnerability to international spillover effects. The goal of reducing this vulnerability provides us with the motivation to investigate the details of volatility spillovers from the US and the EU to Turkey.

Studies of Turkey typically concentrate on first moments (mean). Business-cycle linkages among the economies of the US, the EU, and Turkey were examined previously by Sayek and Selover (2002), where the VAR model was used to seek business-cycle transmissions between Turkey and the EU. As one of Turkey's largest trading partners, Germany was chosen as a proxy for the EU. The authors performed the same analysis on both annual and quarterly data, with the data of the former covering 1956-1998 and the latter 1981-1998. They concluded that the business cycles of Turkey and the EU were separate, despite the structural-vector-autoregression analysis pointing to moderate transmission from Germany to Turkey. Furthermore, no Granger causality was identified, so it was decided to categorize Turkey as a country more subjected domestic economic and political phenomena than foreign ones.

⁴ Masson (1999), Kaminsky and Reinhart (2000), Pritsker (2001), Karolyi (2003), Pericoli and Sbracia (2003), Claessens, Dornbusch and Park (2001), and Kaminsky, Reinhart, and Vegh (2003).

Likewise, Berument, Kılınc, and Yücel (2005) analyzed the synchronization of the business cycles between Turkey and the EU. They focused on the cyclical component of the monthly industrial-production indices of both parties, which yielded a cross-correlation pattern. This indicated countercyclical linkages between Turkish and European business-cycle dynamics, which implied that the EU's timing of its implementation of its economic policies (in order to decrease the volatility of output) may have actually increased the output volatility for Turkey. On the other hand, when only the data for non-crisis periods of Turkey are considered, a pro-cyclical linkage is revealed between the Turkish and the European economies.

Akkoyun, Günay, and Doğan (2012) looked at the co-movements of business cycles in Turkey, the EU, and the US by using a wavelet method enabling the decomposition of cycles into different frequencies. They stated that the contention of trade relations being a direct transmission channel did not hold up as expected: the correlation between EU and Turkish cycles was no higher than that between the US and Turkey. Although the authors found something of note in the post-2001 period—a major advance in businesscycle correlations between Turkey, the US, and the EU—which they explained as a sign of the structural transformation going on in the Turkish economy during that time, determining true patterns of correlation must be left to future researchers.

Özkan and Erden (2014) scrutinize the international transmission mechanisms arising from the business cycles in Turkey with the Longest Common Subsequence (LCS) method. Industrial-production indices of 32 countries are decomposed into business-cycle components with the application of an HP filter; the countries are then clustered with respect to their degrees of business-cycle synchronization. The US, Japan, the UK, Canada, and South Korea are found to be the leading transmitters of their business cycles to Turkey.

We examine the dynamics of GDP volatility spillover from the US and the EU to Turkey, and, unlike our predecessors in the recent literature, focus on the second moment (conditional heteroscedasticity) for determining the transmission effect. The associated volatilities are derived from the SWARCH (switching autoregressive conditional heteroscedasticity) model, which has superior properties to conventional ARCH-type models. Then, we use the Kalman filter to measure the time-varying volatility spillover of GDP growth rates among the US, the EU, and Turkey over the period from first-quarter 1995 to fourth-quarter 2013.

The rest of the paper is organized as follows: Section 2 provides the data and the methodology. Section 3 presents the empirical results. Section 4 is the conclusion.

2. Data and Methodology

Quarterly GDP data from Turkey, the US, and the EU (15 of the 28 member countries) for the relevant period are obtained from the OECD database.

We decide on the SWARCH model, in which the parameters of the ARCH process are allowed to vary over time, as proposed by Hamilton and Susmel (1994), to model GDP growth volatility.

Despite their widespread mention in the empirical literature, the ARCH-type models are criticized as deficient for their high persistence. Hamilton and Susmel (1994) claimed that the structural change in the ARCH process might explain its poor forecasting performance and high persistence in its models. This spurred them to develop a specification that would allow ARCH-model parameters to occasionally change. Furthermore, the SWARCH model captures the time-series properties of dramatic events in an economy, such as a stock-market crash, more realistically. The SWARCH model, in which volatility depends on past news and the present state of the economy, outperforms other ARCH models with respect to econometric model-selection criteria and forecast performances (Susmel, 1999), (Ertuğrul and Öztürk, 2013).

SWARCH models are also found to be better than traditional ARCH-type models for different financial-market segments, including exchange rates for Beine et al. (2003), Cheung and Erlandsson (2005), and Gür and Ertuğrul (2012), and interest rates for Cai (1994). They have value for GDP volatility modeling as well, including Rashid and Karaarslan (2013), Chen (2006), and Bhar and Hamori (2003).

Hamilton (1989) suggested the following regime-switching model for the conditional mean

$$y_t = \mu_t + \tilde{y}_t \quad (1)$$

where μ_{s_t} denotes the parameter μ_1 when the process is in the regime represented by $s_t = 1$, while μ_{s_t} indicates μ_2 when $s_t = 2$, and so on. The variable \tilde{y}_t was assumed to follow a zero-mean q^{th} order autoregression:

$$\tilde{y}_t = \varphi_1 \tilde{y}_{t-1} + \varphi_2 \tilde{y}_{t-2} + \dots + \varphi_q \tilde{y}_{t-q} + \mu_t \quad (2)$$

In the SWARCH framework, the error process is described by the following equations,

$$\mu_t = \sqrt{g_{s_t}} \tilde{\mu}_t, \quad (3)$$

Here $\tilde{\mu}_t$ is assumed to follow a standard ARCH process,

$$\tilde{\mu}_t = h_t v_t \quad (4)$$

with v_t , a zero mean, unit variance i.i.d. sequence, and

$$h_t^2 = a_0 + a_1 \tilde{\mu}_{t-1}^2 + a_2 \tilde{\mu}_{t-2}^2 + \dots + a_q \tilde{\mu}_{t-q}^2 \quad (5)$$

The underlying $ARCH(q)$ variable $\tilde{\mu}_t$ is then multiplied by the constant $\sqrt{g_1}$ when the process is in the regime represented by $s_t = 1$, multiplied by $\sqrt{g_2}$ when $s_t = 2$, and so on. We can say that μ_t in (3) follows the state K , q^{th} order Markov-switching ARCH process, denoted as $SWARCH(K, q)$ (Hamilton and Susmel, 1994 and Özün and Ertuğrul 2014).

In this study, it is assumed that there are two volatility states: low volatility (*state1*) and high volatility (*state2*). Hence, the transition-probability matrix is simplified to:

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \text{ where } \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1.$$

After obtaining the volatility series of GDP growth for Turkey, the US, and the EU, we investigate dynamic spillover relationship between output growth volatilities by working with the Kalman Filter model. In this way, we uncover the spillover relationship between GDP growth volatilities through the use of second moments (variance) instead of mean variables, as in the paper of Özün and Ertuğrul (2014). Then we take a dynamic approach with the Kalman Filter method—based on recursive estimation—to detect the statistically significant spillover relationship between output growth volatilities (Ertuğrul and Öztürk, 2013).

We rely on Harvey (1989), who introduced the Kalman filter to the state-space approach. In fact, the Kalman filter is based on the form of state-space representation. A linear state space of the dynamics of an equation can be represented as

$$y_t = c_t + Z_t a_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$a_{t+1} = d_t + T_t a_t + \vartheta_t \quad (7)$$

where in our case a_t is the vector of unobserved state variables, where, c_t, Z_t, d_t and T_t are adaptable vectors and matrices, and where ε_t and ϑ_t are vectors of mean zero, Gaussian disturbances. As stated in equation (7), the unobserved state vector a_t is assumed to change over time as a first-order vector auto-regression.

3. Results

3.1 The SWARCH Model

The results of the SWARCH (2, 1) model (with 2 states and ARCH of order 1) estimations for GDP growth in Turkey, the US, and the EU are presented in Table 1 below.

Table 1. SWARCH (2, 1) Model Results

Variable	Turkey	The US	The EU
Mean Equation			
Constant	0.039**	0.099**	0.024**
Y_{t-1}	0.222*	0.327*	0.554*
Variance Equation			
Constant	0.170**	0.110**	0.089*
ε_{t-1}^2	0.544*	0.426*	0.320*
P^{11} **	0.93*	0.61*	0.91*
P^{22} **	0.99**	0.99*	0.99**
g_2 ***	5.821	7.606	4.152
Log-Likelihood	-102.708	-64.621	-70.549

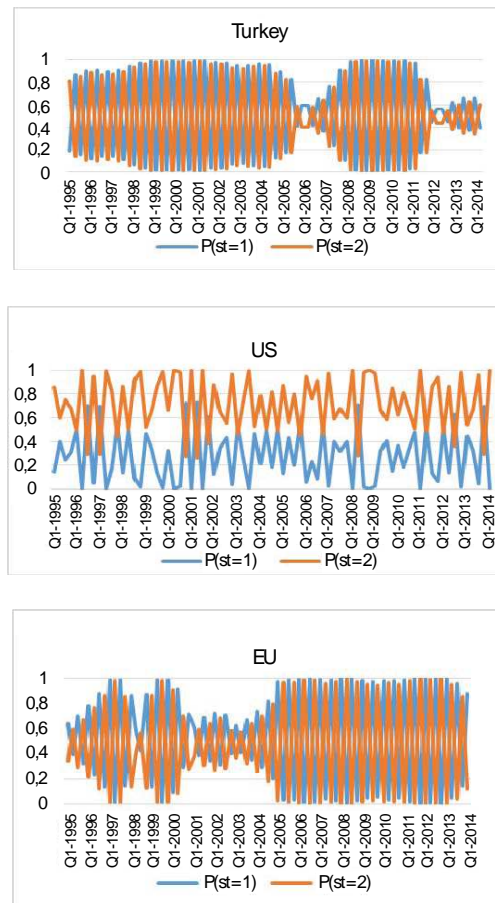
* 1% significance level and ** 5% significance level

** P^{11} and P^{22} show transition probabilities

*** g_2 shows scale coefficients

The coefficients are statistically significant, and the stability conditions specific to SWARCH models are also met.⁵ Smoothed probability graphs for every model are presented in Figure 1.

Figure 1. Smoothed Probability Graphs for Turkey, the US, and the EU



⁵ In order to check the nonlinearity of the growth-rate variables before SWARCH modeling, we first conduct the BDS test. BDS test results show nonlinearities at the variables. For an additional nonlinearity check, we define an AR/MA structure for all the variables and check the ARCH effect by running the ARCH-LM test. We find ARCH effects for all the variables. These results could suggest time-varying effects. The test results are available from the authors upon request.

3.2 The Kalman Filter Results

Having determined GDP growth volatilities, we examine the dynamic spillover relationship between them with the Kalman Filter model. First, we study the effects of US GDP volatility alone on Turkey's GDP volatility; then we investigate both US and EU GDP volatilities affect Turkey's.⁶

The Kalman Filter specifications that were central to our study of volatility spillovers are presented below in equations (8-11).

$$VOL_TURKEY_t = a_0 + a_{1,t}VOL_US_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$a_{i,t} = a_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (9)$$

$$VOL_TURKEY_t = a_0 + a_{1,t}VOL_US_t + a_{2,t}VOL_EU_t \varepsilon_t \quad (10)$$

$$a_{i,t} = a_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (11)$$

In Eq. (10), the $a_{2,t}$ coefficient is statistically insignificant.⁷ Both in Eq. (8) and Eq. (10), $a_{1,t}$ coefficients are statistically significant.⁸ Figure 2 shows dynamic (time-varying) $a_{1,t}$ coefficients in Eq. (8) and Eq. (10).

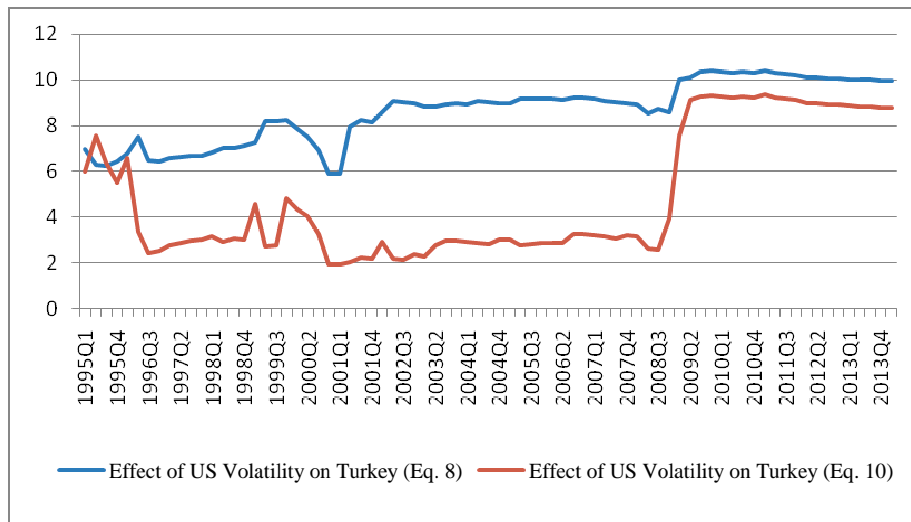
Both $a_{1,t}$ coefficients in Eq. 8 and Eq. 10 show similar patterns, bearing out the robustness of our results on the spillover effects of US GDP volatility on Turkish GDP volatility.

Figure 2 presents the change in the magnitude of the spillover effect over time. US volatility's impact on Turkey follows a rising trend over the years, consistent with the financial liberalization undergone by Turkey during the last two decades. Indeed, this spillover effect is almost steady except for crisis periods.

⁶ We also checked the effects of EU volatility alone on Turkey's volatility; however, the coefficients were statistically insignificant. So, we did not report these results.

⁷ This result is consistent with Footnote 2. Results indicated that EU GDP volatility has no significant effect on the GDP volatility of Turkey.

⁸ The effects of EU GDP growth volatility on Turkey's economy turn out to be statistically insignificant. However, when we omit this variable, no significant change appears in the results. In both cases, in Eq 8. and Eq. 10, the effects of US GDP growth volatility on Turkey are statistically significant, and the coefficients are similar. Both Eq. 8 and Eq. 10 serve as a robustness check.

Figure 2. TVP Estimates for $a_{1,t}$ coefficients in Eq. 8 and Eq. 10

We observe local peak points at 1996 Q2, 1999 Q4, 2002 Q2, 2006 Q3, and 2009 Q4, which coincide with the crises. The fallout from the relatively recent global financial crisis of 2008 and 2009 for the Turkish economy is also discernible in the figure above. The strong uptick in the estimated parameter of the effect of US volatility on Turkey is observed to follow immediately after the worldwide slowdown.

Table 2 presents the timetable for the business-cycle turning points of Turkey and the US, as well as the time-varying parameter estimate of the effect of US volatility on Turkey. NBER's US business-cycle reference dates and the quarterly GDP growth rates of the US and Turkey are used to mark the contraction and trough periods of the respective economies. Table 2 demonstrates that the rise in the spillover effect of US volatility on Turkey follows either contraction or trough periods in the US, with one or two quarter lags on average.

4. Conclusion

The volatilities in quarterly GDP for Turkey, the US, and the EU are determined through use of the SWARCH model, as proposed by Hamilton and Susmel (1994). Afterward, we turn to the Kalman filter to detect any spillover effects of GDP volatilities in the US and the EU on Turkey's economy between the first quarter of 1995 and the fourth quarter of 2013. We find evidence of significant cross-country spillover from the US to Turkey, especially

Table 2. Timetable for Peak Points of Estimated Spillover of US Volatility on Turkey and Contraction and Trough Phases of the Business Cycles in the US and Turkey

		Spillover Effect	US	Turkey			Spillover Effect	US	Turkey
1995	Q1				2003	Q1			
	Q2		-			Q2			
	Q3					Q3			
	Q4			-		Q4			-
1996	Q1		-		2004	Q1		-	
	Q2	X		-		Q2	X		
	Q3			-		Q3			
	Q4					Q4			
1997	Q1				2005	Q1			
	Q2					Q2			
	Q3					Q3			
	Q4					Q4			
1998	Q1				2006	Q1		-	
	Q2					Q2		-	
	Q3			-		Q3	X	-	-
	Q4			-		Q4			
1999	Q1		-	-	2007	Q1			
	Q2		-			Q2			
	Q3					Q3			
	Q4	X				Q4		-	
2000	Q1				2008	Q1			-
	Q2					Q2		-	
	Q3					Q3		-	-
	Q4					Q4		-	-
2001	Q1		-	-	2009	Q1		-	-
	Q2			-		Q2		-	-
	Q3					Q3			
	Q4		-			Q4	X		
2002	Q1			-	2010	Q1			
	Q2	X				Q2			
	Q3					Q3			
	Q4					Q4			

in times of crisis. However, when we study the record of the EU, either alone or in tandem with the US, its GDP volatility emerges as insignificant as far as affecting Turkey is concerned. Our results are consistent with those in the empirical literature who argue for no meaningful spillover effect from the EU to Turkey, as in Sayek and Selover (2002) and Berument, Kılınç, and Yücel (2005).

On the other hand, we provide empirical evidence for significant volatility spillover effects from the US to Turkey, as stated in the paper of Özkan and Erden (2012). It is worth mentioning that interestingly, although the EU is Turkey's largest trading partner, there appears to be no volatility spillover from the former to the latter.

This empirical result suggests that either the trade channel does not constitute the main transmission mechanism for GDP volatility moving into the Turkish economy or the turbulent depreciation of the exchange rates serves to constrain any European regional spillover of volatility, as argued by Shih and Wang (2009). In any case, further in-depth investigation is called for in order to understand the lack of a volatility spillover effect from the EU to Turkey. Also left to future researchers is the question of which transmission channels are responsible for spreading such volatility outward, now that we have established that the US is a major source of Turkey's unstable economic behavior via the spillover effect of its GDP volatility.

References

- Akkoyun, H. Ç., M. Günay, and B. Şen-Doğan, (2012), "Business-Cycle Synchronization of Turkey with the Euro Area and the US : What Has Changed After 2001?," *Working Papers 1215, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*.
- Bagliano, F. and C. Morana, (2012), "The Great Recession: US dynamics and spillovers to the world economy," *Journal of Banking and Finance*, Elsevier, Vol. 36 (1), pp. 1-13.
- Bayoumi, T. and A. Swiston, (2009), "Foreign Entanglements: Estimating the Source and Size of Spillovers Across Industrial Countries," *IMF Staff Papers*, Vol. 56 (2), pp. 353-383.
- Baxter, M. and M. Kouparitsas, (2005), "Determinants of Business-Cycle Co-movement: A Robust Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52: 1, pp. 113-57.
- Baxter, M. and M. Crucini, (1995), "Business Cycles and the Asset Structure of International Trade," *International Economic Review*, 36, pp. 821-854.
- Beine, M., S. Laurent, and C. Lecourt, (2003), "Official Central Bank Interventions and Exchange Rate Volatility: Evidence from a Regime-Switching Analysis", *European Economic Review*, 47, pp. 891- 911.
- Bekaert, G., C. R. Harvey, and C. Lundblad, (2006), "Growth Volatility and Financial Liberalization," *Journal of International Money and Finance*, 25, pp. 370-403.
- Berument, H., Z. Kılınç, and E. Yücel, (2005), "Business Cycles in Turkey and European Union Countries: A perspective to the Membership," *Bilkent University Discussion Papers No: 05-6*.
- Bhar, R. and S. Hamori, (2003), "Alternative Characterization of the Volatility in the Growth Rate of Real GDP," *Japan and the World Economy*, 15, pp. 223-231.
- Cai, J., (1994), "A Markov Model of Unconditional Variance in ARCH", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), pp. 309–316.
- Carare, A. and A. Mody, (2010), "Spillovers of Domestic Shocks: Will They Counteract the Great Moderation," *IMF Working Paper, WP 10/78*.
- Chen, S., (2006), "Simultaneously Modeling the Volatility of the Growth Rate of Real GDP and Determining Business Cycle Turning Points: Evidence from the U.S., Canada and the UK," *Mathematics and Computer in Simulations*, 71(2), pp. 87-102.

- Cheung, Y. W., U. G. Erlandsson, (2005). "Exchange Rates and Markov Switching Dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, 23(3), pp. 314-320.
- Claessens, S., R. Dornbusch, and Y. S. Park, (2001), "Contagion: Why Crises Spread and How This Can be Stopped," in: Claessens, S. and K. Forbes, (Eds), *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, pp. 19-41.
- Easterly, W., Islam, R., and Stiglitz, J. E., 2001. "Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility." in B. Pleskovic and N. Stern (Eds.), *Annual World Bank Conference on De-velopment Economics*, Washington D. C.: World Bank.
- Ertuğrul, H.M. and H. Öztürk, (2013), "The Drivers of Credit Default Swap Prices: Evidence from Selected Emerging Market Countries," *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(S5), pp. 228-249.
- Gür, T., H.M. Ertuğrul, (2012), "Döviz Kuru Volatilitesi Modelleri: Türkiye Uygulaması," *İktisat İşletme ve Finans*, 310(27), pp 53-77.
- Hamilton, J.D., (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, pp. 357-384.
- Hamilton, J.D., R. Susmel, (1994), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 64(1-2), pp. 307-333.
- Harvey A.C., (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Helbling, T., P. Berezin, A. Köse, M. Kumhof, D. Laxton, and N. Spatafora, (2007, "Decoupling the Train: Spillovers and Cycles in the World Economy," Chapter 4 in *World Economic Outlook*, April 2007, Washington D. C.: International Monetary Fund.
- Kaminsky, G. and C. M. Reinhart, (2000), "On Crises, Contagion, and Confusion," *Journal of International Economics*, 51(1), pp. 145-168.
- Kaminsky, G., C. M. Reinhart, and C. A Végh, (2003), "The Unholy Trinity of Financial Contagion," *Journal of Economic Perspectives*, 17 (4), pp. 51-74.
- Karolyi, G. A., (2003), "Does International Financial Contagion Really Exist," *International Finance*, 6(2), pp. 179-199.

- Köse, M. A., C. Otrok, and E. S. Prasad, (2008), “Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?” *IMF Working Paper, WP/08/143*.
- Köse, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, (2003), “Volatility and Co-movement in a Globalized World Economy: An Empirical Explanation,” *IMF Working Paper WP/03/246*.
- Krugman, P., (1993), “Lessons of Massachusetts for EMU,” in Giavazzi, F., and F. Torres, (Eds.), *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe*, Cambridge UK: Cambridge University Press, pp. 241-61.
- Masson, P., (1999), “Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria,” in Agenor, P. R., M. Miller, D. Vines, and A. Weber, (Eds.), *The Asian Financial Crisis: Causes, Contagion, and Consequences*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Mendoza, E.G., (1994), “The Robustness of Macroeconomic Indicators of Capital Mobility,” in Leiderman, L. and A. Razin, (Eds.), *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth*, Cambridge UK: Cambridge University Press, pp. 83-111.
- Özkan, İ. and L. Erden, (2014), “Determinants of International Transmission of Business Cycles to Turkish Economy,” *Economic Modeling*, Volume 36, pp. 383-390.
- Özün, A., H. M. Ertuğrul, (2014), “Variance-Based Spillover Analysis Between Stock Markets: A Time Varying Parameter Approach”, *Acta Physica Polonica A*, 125(1), pp. 155-157.
- Perez, P. J., D. R. Osborn, and M. Artis, (2003), “The International Business Cycle in a Changing World: Volatility and Propagation of Shocks,” *Discussion Paper 037, Centre for Growth and Business-Cycle Research, University of Manchester*.
- Pericoli, M. and M. Sbracia, (2003), “A Primer on Financial Contagion,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, pp. 571-608.
- Pritsker, M., (2001), “The Channels for Financial Contagion,” in Claessens, S., K. Forbes, (Eds.), *International Financial Contagion*, Kluwer Academic Publishers, pp. 67-95.
- Rashid, A. and K. Ö. Kocaaslan, (2013), “Does Energy Consumption Volatility Affect Real GDP Volatility? An Empirical Analysis for the UK”, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3(4), pp. 384-394.

- Razin, A. and A. K. Rose, (1994), "Business-Cycle Volatility and Openness: an Exploratory Cross-Sectional Analysis," in Leiderman, Leonardo and Assaf Razin, (Eds.), *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth*, Cambridge UK: Cambridge University Press, pp. 48-76.
- Sayek, S. and D. D. Selover, (2002), "International Interdependence and Business-Cycle Transmission Between Turkey and the European Union," *Southern Economic Journal*, Vol. 69 (2), 2002, pp. 206-238.
- Shih, F. M. and M. C. Wang, (2009), "Dynamic Volatility Spillover Effects," *The Journal of Human Resource and Adult Learning*, 5(2), pp.45-57.
- Stock, J. H. and Watson, M. W., (2005), "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, pp. 968-1006.
- Susmel, R., (1999), "Switching Volatility in International Equity Markets". *Department of Finance, University of Houston*, Unpublished Manuscript.

“Mathiness” ve İstatistik, Ulusal Gelir Hesapları, Matematik ve Ekonometri Konusunda Keynes

*Ercan Uygur**

Özet

Paul Romer, 2015’teki bir makalesinde ve bazı “blog” yazılarında iktisatta matematiğin uygunsuz kullanımını “mathiness” kavramı ile ifade etti ve bir tartışma başlattı. Bu konunun yakından ve daha geniş olarak içinde olmasına karşılık, John Maynard Keynes’e bu tartışmalarda atıf yapılmadı. Keynes’in istatistik, ulusal gelir hesapları, matematik, ekonometri gibi yöntemlerin iktisatta kullanılmasıyla ilgili görüşleri nedir? Bu konuda yaklaşımını nasıl değerlendirebiliriz? Bu yazının birinci amacı, bu ve benzeri sorulara yanıt vermeye çalışmaktır. İkinci amaç, Keynes’in olasılık, endeks sayıları ve genel olarak istatistiğe; ulusal gelir hesapları ve diğer ekonomik istatistiklere; ekonometriye; ekonomiyle ve istatistiklerle ilgili kurumlara yaptığı katkıları ve etkileri incelemektir. Bir üçüncü amaç, (i) para miktarı ile Carli ve Jevons fiyat endeksleri, ve (ii) mali çarpan etkisinin nominal mi, reel mi olduğu konularındaki tartışmaları açıklamak ve irdelemektir.

JEL Kodları: E12, C4, E5, B4, B23, C01, C1, E01

Anahtar kelimeler: “Mathiness”, Keynes, istatistik ve olasılık, endeks sayıları ve para miktarı, iktisatta matematik, ekonometrik yöntemler, ulusal gelir hesapları, nominal çarpan etkisi

* Türkiye Ekonomi Kurumu, Ankara. ercan.uygur@gmail.com.
Bu makaleyi okuyup görüş bildiren iki hakeme ve Recep Kök ve Bülent Güloğlu’na; tartışma metni aşamasında okuyan Celal Küçükler ve Ercan Erkul’a teşekkür ederim. Makalede bulunabilecek tüm eksik ve yanlışların sorumluluğu elbette bana aittir.

“Mathiness” and Keynes on Statistics, National Income Accounts, Mathematics and Econometrics

Abstract

In a paper and some “blog” essays in 2015, Paul Romer expressed the inappropriate use of mathematics in economics with the term “mathiness” and started a debate. Although John Maynard Keynes was closely and more widely involved in this issue, there was no reference to him in this debate. What were the views of Keynes on the use of statistics, national-income accounts, mathematics and econometrics in economics? How can we evaluate his approach to this matter? The first aim of this paper is to try to answer these and similar questions. The second aim is to look into Keynes’s contributions to--and his influence on--the use in economics of probability, index numbers and statistics in general; national-income accounts and other economic statistics; econometrics; and institutions related to economics and statistics. A third aim is to explain and evaluate the debates over (i) the quantity of money and Carli and Jevons price indices, and (ii) whether fiscal multiplier effects are nominal or real.

JEL Codes: E12, C4, E5, B4, B23, C01, C1, E01

Keywords: “Mathiness”, Keynes, statistics and probability, index numbers and quantity of money, mathematics in economics, econometric methods, national income accounts, nominal multiplier effect

1. Giriş

Büyüme iktisadının önde gelenlerinden Paul Romer, 2015 başında sunduğu ve sonra *American Economic Review, Papers and Proceedings*'de yayınlanan makalesinde, büyümede ve genel olarak iktisatta matematiksel modellerin kullanımıyla ilgili saptamalar ve eleştiriler yaptı. Bu makalede matematiğin / matematiksel modelin bilimsel bakımdan uygunsuz ve kötüye kullanımını “mathiness” kavramı ile ifade etti. “Mathiness dediğim yaklaşım, akademik siyaseti [taraf tutmayı] bilim olarak gösterme aldatmacasına izin veriyor. ... mathiness, kelimelerin ve sembollerin bir karışımını kullanıyor, ancak anlam kaymaları için geniş bir boşluk bırakıyor...” Romer (2015, s. 89). Bazı matematiksel modeller, sanki bir sihirbazlık, iskambil kâğıdı hilesi yapıyormuş havasıyla sunuluyor. Romer (2015, s. 93).

Romer bu makalede (Lucas 2009), McGrattan ve Prescott (2010), Lucas ve Moll (2014) ve Piketty ve Zucman (2014) gibi bazı makalelerdeki matematiksel model kullanımını “mathiness” yaklaşımına örnek gösteriyor. Daha somut olarak, örneğin Lucas (2009) makalesinde bir katsayının büyüklüğü model sonuçlarının kanıtlanması için kritik önemdedir ve fakat bu konuda hata yapılmıştır. Buna karşılık bu hata, makale tartışma metni aşamasında iken görülmemiş, hatayı sonra hakemler ve son olarak editörler de fark etmemiştir. Romer (2015, s. 92) bu durumu, iktisatta matematiksel hataların olağan karşılandığı ve hatta matematiğin önemli görülmediği yeni bir durum olarak tanımlamaktadır. Lucas ve Moll (2014) makalesinde de bir limit hatasını yazarlara kendisinin bildirdiğini söyleyen Romer, buna karşılık makalenin bu hata ile önemli bir dergide (*Journal of Political Economy*) yayınlandığını, bu durumda iktisatta “mathiness” anlayışının ve dengesinin kabul edildiğini belirtiyor. Bu gibi nedenlerle matematiksel modelleri daha az dikkate alınıp okunacağını da ekliyor.

Romer'in makalesi iktisatta “mathiness” konusunda tartışmalar yaratmıştır ve kendisi de bu kavramla ilgili açıklayıcı “blog” yazıları yazmaktadır. Romer bu yazılarda şu noktaları vurguluyor. (i) Bazı taraftar iktisatçılar, matematiksel modellerle taraftarlıklarını ve ideolojik konumlarını sürdürüyorlar. (ii) Hatta bu bağlamda matematiksel hataları bile görmezden geliyorlar. (iii) Matematiksel model sonuçlarının iktisatçının taraftar/ideolojik konumuna göre yorumlanması kabul edilemez ve bilimsellikten uzaklaşmak anlamına gelir. (iv) Bazı olumsuz örneklere karşılık, doğru kullanıldıklarında, matematiksel modellerle iktisat konuları daha iyi açıklanabilir, genellenebilir ve daha bilimseldir. Romer'in kendi birkaç yazısı şunlardır; Romer (2015, 15 Mayıs; 18 Mayıs; 27 Mayıs). Başka birkaç yazı örneği için Gans (2015, 15 Mayıs), Smith (2015, 16 Mayıs), Vollrath (2015, 29 Mayıs) belirtilebilir.

John Maynard Keynes, iktisatta matematik, istatistik ve ekonometri kullanımı, hatta istatistikte matematik kullanımı konularında çok yazdı ve yorumlandı. Buna karşılık, ilginçtir, Romer'in makalesinde ve yazılarında Keynes'in adı bir kez geçiyor ve farklı bir bağlamda. Romer (2015, 18 Mayıs, Bölüm V, ss. 4-5), George Stigler ve Milton Friedman'ın Keynes'e ve tekeli rekabet katkısı nedeniyle Edward H. Chamberlin'e karşı ideolojik ve taraftar olarak yoğun bir kampanya başlattıklarını örnek olarak veriyor. Keynes ve Chamberlin, piyasa aksaklıklarını vurgulamaları ve kuramsal yaklaşımları bakımından doğru olsalar da, Stigler ve Friedman bu yaklaşımları ideolojik olarak kabul edemezlerdi ve kampanyanın nedeni buydu.

Romer'in "mathiness" makale ve yazılarında yer almayan Keynes, iktisatta kullanılan yöntemler konusunda sıkça ve artan ölçüde tartışmalara konu olmaktadır. Bu bağlamda bir tarafın görüşü şu ifadelerle özetlenebilir. "1. Keynes iktisatta istatistik, matematik ve ekonometri gibi teknik yöntemler kullanılmasını istemezdi, bunlara karşıydı ve kendisi de bu yöntemleri kullanmazdı. 2. Bu yöntemleri zaten kullanamazdı, çünkü bu konularda yetersizdi." Aşağıda Bölüm 4'te açıkladığımız gibi, Keynes'in bu konularda yetersiz olduğunu oldukça acımasız bir üslupla söyleyenlerden önde gelen birisi Paul Samuelson'dur.

Keynes'in düşünceleri, nitelikleri, yaptıkları ve yazdıkları bu ifadelerle gerçekten örtüşüyor mu? Keynes hangi konuda neler yapmış ki bu ifadelere muhatap oluyor? Bu gibi sorular ve tartışmalar ilginçtir ki artarak sürüyor ve Romer gibi iktisatçıların konuyu gündeme almasıyla da sürecektir. Keynes'le ilgili tartışmaların sürmesinin bir nedeni de kendisinin yalnızca iktisatta değil; istatistik, mantık, felsefe, matematik ve hatta ekonometri gibi konularda faal ve üretken olmasıyla da ilgilidir.

Keynes, kariyerinin başlarında istatistik kuramı ve uygulamaları üzerinde yoğunlaşmıştır; kuramsal ve uygulamalı istatistik konularında birçok makalesi, önemli görülen ve hala tartışma konusu olan bir olasılık kitabı vardır. Örneğin endeks sayıları Keynes için birçok yayınında yer alan önem verdiği bir konudur. Alfred Marshall ve Arthur C. Pigou gibi iktisatçıların yönlendirmesi olmasa ve kendi başına karar verse, Keynes büyük olasılıkla akademik yoluna istatistiği önde tutarak devam edecektir. Keynes'in iktisatta yoğunlaşmasında başka etkiler de vardır elbette. Örneğin, başta Britanya olmak üzere birçok ülke merkez bankasının 1920'lerde ve 1930'larda Keynes'in çok yanlış bulunduğu para politikaları uygulamaları önemli bir etkidir.

Keynes, üniversite, devlet ve özel kesimlerde çalışmış olduğundan, ekonomik istatistiklerin derlenmesi ve yayınlanmasıyla ilgili çabalar göstermiş, kurumsal etkileri olmuştur. Özellikle ulusal gelir hesaplarının belli bir düzeye

gelmesinde önemli etkisi vardır; istatistiklerle ilgili kurumların oluşmasında, bu kurumlara uygun uzmanların atanmasında, hem Britanya’da hem uluslararası düzeyde, etkisi ve katkısı dikkat çekicidir. Ekonometrik çalışmalara ve kurumlara da önemli katkısı ve etkisi olmuştur. Büyük Buhran döneminde ekonometri konusunda girdiği tartışmalar ve yaptığı eleştiriler şaşırtıcıdır ve bunlar bugün de yazılara, tartışmalara konu olmaktadır. Keynes’in alçak gönüllü birisi olmadığını ve ağır eleştiriler yapabildiğini burada belirtelim. Belki bu nedenle, kendisi de ağır eleştirilere hedef olmuştur.

Bu yazının birinci amacı, Keynes’in istatistik, ulusal gelir hesapları, matematik ve ekonometri gibi yöntemlerin iktisatta kullanılması konusundaki görüşlerini değerlendirmektir. İkinci amaç, Keynes’in olasılık, endeks sayıları ve genel olarak istatistiğe; ulusal gelir hesapları ve diğer ekonomik istatistiklere; ekonometriye; ekonomiyle ve istatistiklerle ilgili kurumlara yaptığı katkıları ve etkileri irdelemektir. Bu çerçevede üçüncü bir amaç, yeterince bilinmeyen iki konuya dikkat çekmektir. Birincisi, 20. yüzyıl başlarında para-fiyat düzeyi ilişkisi bağlamında da çokça gündeme gelen Carli ve Jevons fiyat endeksleri ve bunlarla ilgili tartışmalardır. İkincisi de, çarpan etkisinin nominal veya reel olmasıyla ilgili tartışmadır.

Yazının planı şöyledir. İzleyen ikinci bölümde Keynes’in başta endeks sayıları ve olasılık kuramı gibi istatistik konularında 1906 sonrasında yaptığı çalışmalar, o dönemin istatistikçileri ve istatistik kurumları ile ilişkileri kısaca ele alınmaktadır. Üçüncü bölümde Keynes’in ulusal gelir hesapları ve ekonomik istatistiklere hem kuramsal iktisat, hem iktisat politikaları bağlamında verdiği önem, bu konularda girişimleri ve kurumsal yönlendirmeleri irdelenmektedir. Dördüncü bölümde Keynes’in ekonometri ile ilgili kurumsal ilişkileri, bu konudaki görüşleri ve girdiği tartışmalar değerlendirme konusu edilmektedir. Keynes’in iktisatta matematik kullanımıyla ilgili görüşleri yazının beşinci bölümüne bırakılmıştır. Yazının sonunda, altıncı bölümde toplu bir değerlendirme yer almaktadır.

2. İstatistik ve Olasılık

Keynes, 1905 Haziranında Cambridge Üniversitesi’nden mezun olduktan sonra, Kamu Hizmeti (Civil Service) sınavlarına girer, sınavı ikinci sırada kazanır ve Ekim 1906’da Britanya Hindistan Dairesi’nde çalışmaya başlar. Sınavı ikinci sırada kazanmasının nedeni, birçok konuda en yüksek notları alırken, matematik ve iktisattan görece düşük not almasıdır. Bu sonuçlarla ilk tercihi olan Hazineye işe başlayamamış, ancak iktisattan düşük not almasını sınavı değerlendirenlerin kendisinden daha az iktisat bilmesine bağlamıştır. (Harrod, 1968; O’Connor ve Robertson, 2013).

Hindistan Dairesi, Keynes için doyurucu olmayan, sıkıcı bir çalışma yeridir ve burada zamanının çoğunu kendi çalışmalarına ayırmıştır. Bu dönemdeki düşüncesi, ileride mantık ve özellikle istatistik kuramı konusunda uzmanlaşmaktır; en çok çalışıp yoğunlaştığı konu olasılık kuramıdır. Bu dönemde “*The Principles of Probability*” başlıklı bir tez yazıp Cambridge Üniversitesi’ne (Kings College) bir akademik/araştırma görevi (fellowship) almak üzere sunmuş, ancak bu görev, çok küçük bir farkla da olsa, başkasına verilmiştir. (O’Connor ve Robertson, 2013).

Haziran 1908’de Hindistan Dairesi’nden istifa eden Keynes, Cambridge Üniversitesine gidip akademik çalışmalarını sürdürmüştür. Olasılık üzerine yazdığı tezin hakem eleştirilerini de dikkate alarak bu konuda yoğun çalışıp tezi bir kez daha sunmuştur. Düzeltilmiş tez çok başarılı bulunmuş ve Keynes 1909 başında Cambridge Üniversitesinde istediği akademik göreve atanmıştır. Keynes çalışmalarını olasılık üzerine sürdürmek istese de, Alfred Marshall ve Arthur C. Pigou, parasal katkı da sağlayarak, iktisat üzerinde yoğunlaşmasını istemişlerdir. (Seneta, 2014; Harrod 1968).

2.1 İstatistik ve Endeks Sayıları

Keynes, 1908 ile 1912 arasında çoğunluğu *Journal of the Royal Statistical Society (JRSS)*’de, bazıları da *Economic Journal*’da olmak üzere birçok istatistik makalesi yayınladı. Bu yayınlarında, endeks sayıları konusu önemli yer tuttu. Mayıs 1909’da “*The Method of Index Numbers with Special Reference to the Measurement of General Exchange Value*” çalışması ile Cambridge Üniversitesinin Adam Smith ödülünü kazandı. Endeks sayıları konusu Keynes için hep önemli oldu ve aşağıda açıkladığımız gibi, daha sonraki bazı yayınlarında da önemli yer tuttu. Keynes (1921), Keynes (1930, Cilt I) ve Keynes (1936) kitapları bu bağlamda üç örnektir.

Keynes, *Index Numbers* çalışmasında o dönemde öne çıkan “olasal (stochastic) yaklaşım”ı geniş şekilde ele aldı. Günümüzde sözü edilmeyen bu yaklaşımı kısaca açıklamak uygun olacak. Bu konuda Aldrich (1992) ve Shimuzu (2014) çalışmalarına da bakılabilir.

Olasal yaklaşımın temelinde, her bir mal ve hizmet fiyatındaki değişimin genel enflasyon değeri etrafında rassal (random) bir hata terimi kadar farklılaştığı düşüncesi vardır. Örneğin, *i* maddesinin 1 ve 0 dönemleri için fiyat oranını, bu iki dönem arasındaki “1 + genel enflasyon” değeri olan α ’nın bir işlevi olarak şöyle ifade edebiliriz;

$$(p_{1,i}/p_{0,i}) = \alpha + u_i; i = 1, 2, \dots, N$$

Burada u_i , ortalaması 0 ve varyansı σ^2 olan bağımsız bir rassal değişkendir ve hata terimi olarak düşünülmelidir. N, tüm mal ve hizmet fiyatlarıdır. Tüm fiyatları dikkate alarak, α 'nın En Küçük Kareler tahmin edicisi şöyle yazılabilir;

$$A = P_c = \frac{\sum[(p_{1,i}/p_{0,i})]}{N}$$

Bu ifade, Carli fiyat endeksi P_c olarak bilinir.

Şimdi i maddesinin 1 ve 0 dönemleri için fiyat oranını;

$$\ln(p_{1,i}/p_{0,i}) = \ln\alpha + e_i; i = 1, 2, \dots, N$$

olarak yazalım. Burada e_i , yine ortalaması 0 ve varyansı σ^2 olan bağımsız bir rassal değişkendir. $\ln\alpha$ ise bu kez genel enflasyon oranını temsil etmektedir.

$\ln\alpha$ 'nın En Küçük Kareler tahmin edicisi;

$$\ln A = \frac{\sum[\ln(p_{1,i}/p_{0,i})]}{N}$$

Buradan aşağıdaki logaritmasız ifadeye ulaşılabilir;

$$A = P_j = \left[\prod[(p_{1,i}/p_{0,i})] \right]^{1/N}$$

P_j , Jevons fiyat endeksidir.

Carli P_c ve Jevons P_j fiyat endeksleri özellikli endeksler gibi görünmekle birlikte önemli kusurları vardır. Birincisi, bunların hesaplanmasında tüm mal ve hizmetler için eşit ağırlık varsayımı yapılmaktadır.

Keynes, *Index Numbers* çalışmasında olasal yaklaşımı ayrıntıyla incelemiş ve mal ve hizmetlerin eşit ağırlıklı olmasını eleştirip kabul edilemez bulmuştur. Keynes'in ikinci eleştirdiği konu, olasal yaklaşımdaki genel (veya ortalama) fiyat düzeyinin paranın miktar kuramı ile ilişkilendirilmesi olmuştur. Keynes, endeks sayıları ve özellikle bu sayılara olasal yaklaşım konusunda Francis Y. Edgeworth, George U. Yule ve Ronald A. Fisher ile tartışmalara girmiştir. Bakınız örneğin Aldrich (1992, s.681-684) ve Tily (2009a, s.341).

Keynes bu dönemde ayrıca Fransa ve genel olarak Avrupa'da yayınlanmış olasılık yayınlarının değerlendirmelerini de yapmıştır. Makalelerinin birkaçında da Karl Pearson'ın bazı çalışmalarına yönelik eleştiriler vardır. 1910-1911'de yayınlanan bu eleştiri yazılarından birinde Keynes, Karl Pearson ve Ethel Elderton'un bir makalesini hedef almıştır. Bu makaleye göre ebeveynlerin alkolik olmasının çocuklar üzerinde olumsuz bir etkisi yoktur. Keynes bu çalışmayı, kitleyi iyi temsil etmediği halde kullanılan örneklem ve istatistiksel yöntem üzerinden eleştirmiştir. Araştırmanın, eldeki sorunu incelemek bakı-

mından, gerekli olmayan karmaşık matematiksel/ istatistiksel aletler kullandığını, bu yönüyle de önemli katkısı olmadığını söylemiştir. Buna karşılık Keynes, Karl Pearson'un öğrencisi ve sonra çoklu korelasyon konusunda önemli katkılar yapan George U. Yule'un Cambridge'de ders verebilmesi için bu üniversiteye atanmasını sağlamıştır. Skidelsky (1983, ss. 222-225).

Bu eleştiri ve tartışmalar Cambridge'deki diğer öğretim üyelerini, tıp dünyasından bazı önemli kişileri ve hatta basını da içine alan şekilde genişledi. Böylece Keynes'in ünü genç yaşta yayıldı. Bu tartışmaların Keynes'e önemli akademik katkısı da oldu; daha sonra yayınlanacak olan olasılık kitabında yer alan İstatistiksel Çıkarıma (Statistical Inference) ile ilgili bölüm, bu tartışmalar sonrasında eklendi.

Keynes'in yayınlarını değerlendirdiği diğer istatistikçiler arasında Emile Borel, Henri Poincare, Louis Bachelier, Andrei A. Markov vardır.¹ (Seneta, 2014). Bu vesile ile belirtmek gerekir ki, Keynes'e göre, verilerin özelliklerini gösteren istatistikler arasında aritmetik ortalamanın çok vurgulanıp tercih edilmesi uygun olmayabilir, çünkü aritmetik ortalama her durumda verilerin/değerlerin özelliklerini en iyi yansıtan istatistik değildir, tersine verilerin birçok özelliğini saklayabilir.

Keynes istatistik konularında yoğun olarak çalışıp yayın yaparken, Britanya'daki iktisatçıları bünyesinde toplayan *Royal Economic Society*'nin aktif ve önde gelen bir üyesi de olmuştur. 1911 sonbaharında, oldukça genç yaşta, bu derneğin yayınladığı ve o dönemin en etkili dergilerinden birisi olan *Economic Journal*'in editörlüğüne getirilmiştir. 1945 yılına kadar 34 yıl süren bu görevden büyük onur duymuştur. (Harrod 1968). 1913'te yayınlanan "*Indian Currency and Finance*" başlıklı kitabı ile Keynes, somut parasal ve finansal sorunlarla yakından ilgili olduğunu göstermiştir ve 1914'te I. Dünya Savaşı'nın başlamasıyla Britanya hükümeti kendisini parasal konularda uzman/danışman olarak devlette görev almak üzere davet etmiştir. Başlangıçta bu görevde tam zamanlı olarak çalışmasa da, 1915'te Britanya Hazinesinde göreve başlamıştır. Bu kurumda birkaç yıl içinde en etkili kişilerden birisi olmuştur, çünkü yalnızca Britanya'nın değil tüm müttefiklerin "savaş finansmanı" danışmanı haline gelmiştir.

Keynes'in istatistikle ve ekonomik verilerin derlenip yayınlanmasıyla olan ilgisi, yaptığı akademik çalışmalarla ve yayınlarla sınırlı değildir. Britanya'daki istatistikçilerin örgütü olan *Royal Statistical Society*'de de aktif görevler almıştır. 1915-1919 arasında bu derneği yöneten konseyin üyesi idi.

¹ Henri Poincare, Louis Bachelier ve Andrei Andreevich Markov'la ilgili kısa açıklamalar ve istatistik katkıları için bakınız Uygur (2015, s. 5).

(Seneta, 2014). Keynes'in bu dernekteki konsey üyeliği zaman zaman kesintiye uğrasa da 1945'e kadar sürdü. Bütün bu işler arasında Keynes Liberal Parti kanalıyla politika ile de yakından ilgileniyor, doğru bildiklerini ilişkili olduğu yöneticilere aktarıyor, hatta zaman zaman tartışmalara giriyordu. Diğer yandan, Rusya'daki Bolşeviklere yönelik sempati ve destek sözleriyle ve Britanya yönetici sınıfları için yaptığı eleştirilerle bazı kesimlerden tepki de alıyordu.

Keynes'in Britanya hükümetiyle, örneğin Versailles konferansı ve antlaşması sırasında "Almanya'nın ödemesi gereken savaş tazminatı" konusunda derin fikir ayrılıkları, yoğun tartışmaları oldu. Ayrıca, bazı iktisat politikalarında da hükümetle zıtlasmalar yaşadı. Hükümetle olan ilişkisi giderek zayıflayan Keynes, 1919 ortasında danışmanlık görevinden istifa etti.

2.2 Olasılık Kuramı

Keynes'in devlet görevinden ayrılması, üniversite yıllarından beri meraklı olduğu istatistik alanına geri dönmesi ve bu konudaki araştırmalara yoğunlaşması için zaman yarattı. 1908'den bu yana aralıklarla üzerinde çalıştığı "The Principles of Probability" başlıklı çalışmasını 1920 ortasında bitirdi ve bu çalışma 1921 ortasında kitap olarak "A Treatise on Probability" başlığı ile yayınlandı. Toplam 5 ana bölüm, 33 bölüm ve 539 sayfadan oluşan bu kitapta Keynes'in istatistik mantığı, felsefesi ve kuramı üzerinde derinleştiği görülüyor. Keynes'e göre istatistik, iktisat gibi, bir mantık bilimidir. Bu bakımdan kitapta matematiksel yöntemler önemli yer tutmakla birlikte, Keynes mantıksal açıklamaları vurguluyor.

Kitabın birinci bölümü "Olasılığın Anlamı" başlığını taşıyor ve olasılığın değişik bilim dalları içindeki yerini ve anlamını uzun uzun açıklıyor. İkinci bölümün başlığı "Bilgi Kuramı ile İlgili Olasılık"tır. Keynes bu bölümde olasılığın mantık ve felsefe ile ilişkisini tartışıyor. Bölüm 17, kitabın ilgi çekici bölümlerinden birisidir. Bu bölümde Keynes olasılık yanında Aritmetik Ortalama, En Küçük Kareler yöntemi, Ağırlıklandırma ve Endeks Sayılarını ele alıyor. Belirtelim, Keynes endeks sayısını bir ortalama olarak tanımlıyor: "Ortalama veya endeks sayısı bazı bilgi kümelerini özet olarak ifade edebilir ve örneğin geçinme endeksi sayısı (cost of living index number) gibi, bileşik bir miktarın gerçekleşen değerini verir." Keynes (1921, s.244).

Yine aynı bölümde Keynes, endeks sayılarının elde edilmesinde ağırlıklandırmaya gerek olmadığını söyleyen Edgeworth gibi bazı yazarları, adlarını vermeden, eleştiriyor. Keynes'e göre; (1) Bazı istatistikçiler ağırlıklandırmanın önemine kuramsal gerekçelerle karşı çıkma eğilimindedir, ancak nasıl bir ortalama önerdikleri belli değil. (2) Endeks sayılarının paranın değeriyle ilişkilendirilmesi ve bu bağlamdaki ağırlıklandırma tartışması kafa

kariştiriyor. Keynes, yukarıda açıkladığımız olasal yaklaşımdaki hata terimlerinin ima ettiği ağırlık içermeyen yaklaşımı anlamlı bulmuyor. Keynes (1921, s. 245 ve 246).

Keynes ayrıca En Küçük Kareler yöntemi uygulamasında kullanılan fiyatların (ve miktarların) ve dolayısıyla hata terimlerinin biri birlerinden bağımsız olduğu varsayımının anlamlı olmadığını vurguluyor ki, ekonometrik sorunların sözünün bile edilmediği o dönem için gerçekten önemlidir. Bazı durumlarda bu değerlerin birbirinden bağımsız olduğu kabul edilse bile, birçok durumda bu varsayım kabul edilemez. Keynes (1921, s. 248).

Kitabın ilerleyen bölümlerinde olasılığın ve istatistiksel çıkarsamanın daha çok Avrupa'daki yayınları temel alan geniş bir tarihsel açıklaması ve değerlendirmesi yer alıyor. Sonraki bölümlerde ayrıca Bernoulli, Poisson, Laplace, Chebycheff gibi istatistikçilerin olasılıkla ilgili teoremlerini, katkılarını değerlendiriyor. Keynes, bu teoremlerin genellikle mekanik olarak ele alındığını ve bazı durumlarda mantıklı olmadığını ifade ediyor.

Örneğin, genel olarak geçerli olduğu kabul edilen ünlü Bernoulli Teoremi ile ilgili görüşü şöyle: “Bu teorem mantıklı bir sezgi ve kavrayış yerine cebirsel bir açıklama vermektedir. Aşağıda açıkladığımız nedenlerle bu teorem konusunda şu sonuca varmalıyız; teorem ancak özel durumlar için geçerlidir, akla uygun uygulamalar için de bazı koşulların sağlanması gerekir...”. Keynes (1921, s. 387). Keynes, Laplace'ın yaptığı güneşin doğuşuyla ilgili olasılık değeri hesabının da mantıklı olmadığını ve anlamsız uygulama konusuna bir örnek oluşturduğunu açıklıyor. Keynes (1921, s. 437).

Olasılık kitabının sonuna doğru Keynes şunu söylüyor: “Öyleyse şu sonuca varıyorum ki, bir önceki bölümde açıklanan matematiksel yöntemlerin genel istatistiksel çıkarsama için uygulanması geçerli değildir. Kesin sonuçlara varmadan, elimizdeki konuya ilişkin pozitif bilgiler olmalıdır. Koşullar ve kaynaklar incelenmeden ve genel bilgimize dayanmadan, yalnızca matematiğe ve bazı özelliklere yaslanarak, bu yöntemlerin eldeki verilere uygulanması, hatalara ve yanlışlamalara götürür. ... Bazı sınırlı özel durumlar dışında, bu teknik ve matematiksel yöntemlerin istatistiksel sorunları incelemeye yararlı olduklarından kuşku duyarım.” (1921, s. 438).

Keynes'in buradaki eleştirisi, istatistiksel yöntemlerin, eldeki soruna uygun olup olmadıklarına bakmadan, rasgele uygulanmalarına ilişkindir. Bu gibi eleştirileri yalnızca uygun görmediği istatistik yöntemler için değil, yerinde ve doğru kullanılmayan matematiksel ve ekonometrik yöntemler için de yapmıştır. Dikkat edelim, istatistikte matematik kullanımı konusunda Keynes'in eleştirileri yazının başında belirttiğimiz Romer'in (2015) “mathiness” eleştirisine benzemektedir. Bu tür eleştirileri, “...Keynes'in sosyal bilimlerde mate-

matiksel / sayısal yöntemlerin kullanılmasına olumsuzluk duyduğu gibi yapay ve yanlış düşünceler ortaya çıkabilmiştir. Hâlbuki Keynes'in istatistik konusundaki temel yaklaşımına göre, matematiksel / sayısal yöntemlerin uygulanmasında felsefi ve mantıksal bütünlük ve gerekçelendirme olmalıdır." (Seneta, 2014, s. 4).

Keynes'in "A Treatise on Probability" kitabı, olasılığa yeni ve öznelci (subjectivist) bir bakış açısı getirmiştir. Bu bakımdan Bayesci yaklaşıma yakındır, olasılığın sıklık (frequency) yaklaşımında olduğu gibi sayısal değerlerle ifadesinin kolay olmadığını belirtmiştir. Bu kitap yayınlandığı dönemde çok dikkat çekip tartışmalar yaratmış olsa da, ana akım istatistik ve olasılık yazınına sonradan önemli bir etkisi olmamıştır. Çünkü Keynes, ana akım istatistiğe egemen olan göreceli sıklık yaklaşımını eleştirmiştir. Olasılık, belirsizlik, beklentiler, risk gibi konularda, istatistiği daha çok mantık ve felsefe yoluyla düşünmek gerektiğini, matematiksel, istatistiksel ve sayısal yöntemlerin gerekli olduklarında kullanılmasını savunmuştur. (Lindley, 1968; Syll, 2013).

3. Ekonomik İstatistikler, Ulusal Gelir Hesapları ve Kurumlar

Diğer yandan Keynes, ekonomik istatistiklerin ekonomiyi inceleyip anlamakta çok önemli olduğunu vurgulamış ve bu istatistiklerin elde edilmesi, yayınlanması ve doğru kullanılması konularında çabalar harcamıştır. Keynes'in ilk dikkate değer çalışması kabul edilen "Recent Economic Events in India" başlıklı makalesinde, makroekonomik verilerle miktar kuramının geçerliliğini araştırdığı görülmektedir. *Economic Journal*'ın Mart 1909 sayısında yayınlanan bu makalede genel fiyat endeksi ile para miktarı endeksini karşılaştırmış ve sonuçların kendisini müthiş heyecanlandığını ifade etmiştir. (Skidelsky, 1983, s. 220).

Keynes'e göre ekonomik istatistiklerin derlenmesi devletin / hükümetin "doğal görevidir". *Royal Statistical Society*, ekonomik istatistiklerin eksikliğine dikkat çekmek ve bunların devlet / hükümet tarafından düzenli ve düzgün şekilde yayınlanmasını sağlamak üzere 1920'de bir imza kampanyası açıp çağrıda bulundu. Keynes bu kampanyada ilk imza atanlar arasındaydı. (Senate, 2013, s. 4; Tily, 2009a, s. 341; Patinkin, 1976, s. 1114). Keynes'in bu yaklaşımı ve eleştirileri uzun zaman birçok yerde ve II. Dünya Savaşı yıllarında da sürdü. (Keynes, 1930, Cilt 2, s. 78-79; Keynes, 1936, s. 73; Patinkin, 1976; Tily, 2009a).

Resmi istatistiklerin yokluğunu / eksikliğini dikkate alan Keynes, Arthur L. Bowley ve William H. Beveridge gibi önde gelen iktisatçı ve istatistikçilerle, 1923'te *London and Cambridge Economic Service* adıyla bağımsız bir araştırma kuruluşu kurulmasına yardımcı oldu. Bu kuruluşun amacı, karar

alıcılara ve iş dünyasına yönelik ekonomik istatistikler, endeksler ve yorumlar içeren aylık bir bülten yayınlamaktı. (Senate, 2013, s. 3). Keynes bu arada *Manchester Guardian* ve *Nation* adlı haftalık gazetelerde yazılar yazıyordu. Bu yazılarda, ekonomik istatistikleri de kullanarak bir yandan Versailles Barış Antlaşmasına, diğer yandan Britanya’da uygulanan iktisat politikalarına eleştiriler yöneltmiştir.

1920’ler ortalarında Britanya ve diğer batılı ekonomiler Altın Standardı, artan işsizlik ve deflasyonist eğilimlerle uğraşıp Büyük Buhrana doğru yol almaktadır. Buna karşılık, Britanya’da Merkez Bankası (Bank of England) faiz oranını yükseltir. Keynes, bir yandan Altın Standardına, diğer yandan faizi yükselten para politikası uygulayıcılarına ağır eleştirilerde bulunmuştur. Bu ortamda Keynes, 1927’de bir para kuramı ve politikası kitabı yazmaya karar vermiştir.

3.1 Para ve Ulusal Gelir İstatistikleri

Keynes’in bu kitabı *A Treatise on Money* başlığı ile iki cilt halinde 1930 sonunda yayınlandı. Birinci ciltte; tasarruf, tüketim, yatırım, istihdam, toplam çıktı veya üretim, para ve fiyat ilişkilerini “temel denklemler” adını verdiği makroekonomik ilişkiler çerçevesinde inceliyor. Burada, tasarruflar ve yatırımlar merkezi değişkenlerdir; tasarruf yatırıma göre daha yüksek iken düşük büyüme, yatırım tasarrufa göre daha yüksek iken, ki bu durumda karlar da yüksektir, yüksek büyüme ortaya çıkıyor ve devresel hareketler de, Keynes’in deyimiyile “kredi devreleri”, böyle oluyor.

Keynes, *A Treatise on Money*’nin birinci cildinde endeks sayıları konusuna bir kez daha dönüyor ve bu konuda olasal yaklaşımı önerenleri ve savunanları, bu kez adlarını da vererek, bir kez daha eleştiriyor. “Edgeworth’un ‘genel fiyatlardaki nesnel ortalama değişimleri’ temsil ettiğini söylediği ilişki, aslında düşünce karışıklığının sonucudur. ... Genel fiyatların nesnel ortalama değişimleri yoktur, somut mal gruplarının fiyat düzeyleri ve bunların değişimi vardır. ... Bu bağlamda Jevons da bir hayalin peşinden gitmiştir.” Keynes (1930, Cilt I, s. 76).

Keynes burada şu noktaların altını çiziyor. (1) Mal gruplarının fiyatları (ve de miktarları) birbirlerinden bağımsız olarak dağılmamıştır. (2) Para miktarı ile de ilişkilendirilen somut bir genel ortalama fiyat düzeyi yoktur, bu genel fiyat ortalaması mal gruplarının fiyatlarının ortalaması alınarak bulunmuştur. (3) Genel ortalama fiyat bulunurken, mal grupları için yapılan harcamaları veya bunların miktarlarını dikkate alan bir ağırlıklandırma yapılması gerekmektedir.

Keynes'in kuramsal önermeler ve katkılar yaptığı *A Treatise on Money*'nin ikinci cildinde ise, temel denklemlerin verilerle sınanması amaçlanmıştı. Keynes, bu ikinci ciltteki sınamaları için veri bulmakta zorlanıyordu. Örneğin, 1920-1929 dönemi için iki endeksin ortalamasından bir "toplam çıktı endeksi" türetmek zorunda kalmıştı. Çünkü kendi deyimiyle, "bankacılık ve diğer [makro] istatistiklerimiz acınacak haldedir" ve başka bir çözüm bulamamıştır. Keynes (1930, Cilt 2, s. 78-79). Toplam çıktı endeksi türetmek için Keynes'in ortalamasını aldığı iki endeks "istihdam" ve "sanayide hammadde kullanımı" endeksleridir.

Keynes'in veri zorlukları ve sınırlamaları sabit sermaye yatırımları için daha da artmış ve bu konuda işin içinden çıkamayınca Wesley Mitchell'in ABD ekonomisi için ulaştığı bulgulardan yararlanma yoluna gitmiştir. Keynes (1930, Cilt 2, s. 87-89). Ekonomik istatistiklerin eksikliği nedeniyle, hesaplamalarında birçok varsayım ve kaba tahmin yapmak zorunda kalan Keynes, makro düzeyde ekonomik istatistiklerin ve ulusal gelir hesaplarının Britanya'da yeterince bulunmayışından hep şikâyet etti.

Aslında, ulusal gelir hesaplarını konu edinen çalışmalar 17. Yüzyıl sonlarına kadar geri gitmektedir, Britanya yanında kıta Avrupası ülkeleri ve ABD için de yapılmıştır ve 1920'lerde yoğunlaşmıştır. Ancak bu çalışmalar 1920'lere kadar bireysel çabalarla yapılmış ve güvenilir bulunmamıştır. İlk kurumsal çalışma ABD'de 1920'lerde NBER'da (*National Bureau of Economic Research*) yapılmış ve sonuçları öncelikle devresel hareketleri belirleme amacıyla kullanılmıştır. Bu konuda değerlendirmeler için örneğin Patinkin (1976, ss. 1104-1117), Muller (2003, s.37-40) ve Tily (2009a, ss. 333-340) belirtilebilir. 1930 öncesi ulusal gelir hesapları daha çok üretim yoluyla ve bazen de gelir (ücret ve kar) yoluyla hesaplanmıştır. Ayrıca bu hesaplarda kesinleşmiş bir yöntem yoktur.

Ulusal gelir hesaplarında 1920'ler sonu, 1930'lar başında, Patinkin'in deyimiyle, "bir istatistik devrimi" yaşanıyor. Patinkin (1976, s. 1104). Bu devrimin ana oyuncularını arasında Britanya'da Colin Clark, ABD'de Simon Kuznets adları ön plandadır. Clark ve Kuznets bu dönemde ulusal geliri yatırım, tüketim gibi harcama bileşenleri yoluyla da hesaplamaya girişmişlerdir. Keynes'in *A Treatise on Money* kitabıyla birlikte ulusal gelir hesaplarına duyulan gereksinim ve ilginin yalnızca Britanya'da değil başta ABD olmak üzere birçok ülkede arttığı bellidir.

Ulusal gelirin harcama bileşenleri ile hesaplanmasının önemini arttıran bir başka gelişme de, 1929 sonbaharında başlayan Büyük Buhranın aşılması ve ekonominin canlanması için Keynes başta olmak üzere iktisatçıların getirdiği talep yönlü maliye politikası önerileridir. Kamu harcamalarını, özellikle kamu

yatırımlarını arttırma yoluyla ekonomiyi canlandırma önerisi giderek genel kabul görmüş ve iktisatçılar, uygulamalı çalışmalarla, bu önerinin geçerlilik derecesini araştırmak istemişlerdir. Diğer bir ifade ile, kamu harcamaları artışının ulusal gelir ve bileşenleri üzerindeki etkisinin, yani çarpan etkisinin büyüklüğünü hesaplama amaçlı çalışmalar yapmışlardır. Bu dönemde kamu yatırımları ile kamu cari (tüketim) harcamaları ayırımı yapan veriler olmadığı anlaşılmaktadır.

3.2 Çarpan, Genel Kuram ve Ulusal Gelir İstatistikleri

Çarpan etkisini, kavramın kendisi ve hesaplama anlamında olmasa da, düşünce olarak ifade eden ilk yazıyı Keynes ve Hubert Anderson'un Britanya'da Liberal Parti'nin 1929 genel seçimleri öncesinde işsizliği azaltma amaçlı bir seçim bildirgesi maddesi üzerine yazdığı anlaşılıyor. “*Can Lloyd George Do it? An Examination of the Liberal Pledge*” başlıklı bu yazıda, Liberal Parti lideri Llyoyd George'un, kamu harcamaları artışıyla işsizliği azaltabileceği vaadinin geçerliliği araştırılıyor. (Tily, 2009b, s. 1). Keynes'in Liberal Parti ve lideri Llyoyd George ile olan yakın ilişkisi dikkate alınır, bu vaadin Keynes'in görüşü alınarak ortaya konmuş olabileceği de akla geliyor. Buna karşılık çarpan kavramını ilk kez kullanan ve büyüklüğünü hesaplayan iktisatçının Richard F. Kahn olduğunu Keynes kendisi ifade ediyor:

“Çarpan kavramı iktisat kuramına ilk olarak Richard F. Kahn tarafından “*The Relation of Home Investment to Unemployment*” (*Economic Journal*, Haziran 1931) başlıklı makalesinde sunulmuştur. ... Bu makalede, marjinal tüketim eğilimi veri iken ve belli varsayımlar altında... istihdamdaki değişme, net yatırım miktarındaki değişimin işlevidir. ... Makalenin amacı, net yatırımdaki bir değişme ile toplam istihdamdaki değişme arasındaki niceliksel ilişkiyi tahmin etmektir. Keynes (1936, Bölüm 10, s.66). Kahn, çarpan olarak, yatırım malları üreten sektördeki ilk istihdam artışının, toplam istihdam artışına etkisini hesaplıyor ve Keynes buna “istihdam çarpanı” diyor. Kahn, çarpan değerini 2 bulmuştur, hesaplarında Colin Clark'ın verilerinden yararlandığını belirtmektedir, ancak veriler konusunda belirsizlikler vardır. Tily (2009a, s. 342 ve 2009b s. 2).

Keynes kendisi, 1933'te yayınlanan *The Means to Prosperity* kitapçığında kamu harcamalarının ulusal gelir üzerindeki çarpan etkisini hesaplıyor ve hesaplamada Colin Clark'ın 1932 ulusal gelir verilerini kullanıyor. Keynes burada gelir çarpanı büyüklüğünü “1.5 dolayında” hesaplıyor ve bunun bir alt sınır olduğunu ifade ediyor. Bu bulgularını hem Britanya, hem ABD hükümetlerine gönderen Keynes, Büyük Buhrandan çıkabilmek için kamu yatırımlarını arttırmanın zorunlu olduğunu ve bütçe açıklarından çekinmemek

gerektiğini söylüyor. Ancak Keynes, kullandığı ulusal gelir hesaplarına tam güvenemiyor, çünkü Clark'ın hesaplamalarda kullandığı varsayımları anlamlı bulmuyor. Tily (2009a, s. 342).

1934 sonlarına gelindiğinde, Keynes, bir süredir üzerinde çalışmakta olduğu yeni kitabının ilk taslağını bitirmiştir. *The General Theory of Employment, Interest and Money* başlığını taşıyan bu kitap, Keynes'in en önemli yapıtı olacak, kendisinin de birçok yerde iddialı bir biçimde belirttiği gibi, iktisatta ve iktisat politikalarında bir dönüm noktası oluşturacaktır. Skidelsky (1994, ss. 520-521). Ocak 1935'te George Bernard Shaw'a yazdığı mektupta şöyle diyor; "... bilmelisin ki, iktisat kuramı üzerine öyle bir kitap yazıyorum ki, hemen olmasa bile, gelecek 10 yıl içinde dünya, ekonomik sorunlar hakkında düşüncelerini değiştirecektir." Keynes (1935).

General Theory'nin birinci ve ikinci taslaklarını; bildiği, güvendiği iktisatçı arkadaşlarına gönderip görüşler alan Keynes, kitabın Aralık 1935'te yayına hazır hale geldiğine karar vermiş ve kitap Şubat 1936'da yayınlanmıştır. Kitabın önsözünde Keynes şöyle diyor:

"*A Treatise on Money*' kitabımı yazmaya başladığımda, paranın etkisi konusunda arz ve talebin genel kuramından ayrı, hala eski geleneksel çizgi üzerinde ilerliyordum. O kitabı bitirdiğimde ise, para kuramını bütünsel üretim / çıktı kuramı içerisine yerleştirme yolunda bir ilerleme kaydettim. Fakat benim eski yerleşik düşüncelerden kurtulamamış olmam, o kitabın kuramsal bölümlerinde (Bölüm III ve IV) şimdi gördüğüm önemli hatalar olarak yansımıştır. ...O kitaptaki "temel denklemlerim", belli bir üretim / çıktı düzeyi varsayımı üzerine çekilmiş anlık resimlerdir. ... ancak, ... dinamik gelişme eksik ve kafa karıştırıcı olarak bırakılmıştır. Diğer yandan bu kitap [*General Theory*], bir bütün olarak üretimin / çıktının ve istihdamın büyüklüğünü belirleyen güçleri araştıran bir kitap olarak gelişti; burada paranın ekonomik tabloya gerekli ve özgün bir şekilde girdiği görülse de, parasal teknik ayrıntılar geri plana düşmüştür. ... Şimdiki ekonomik davranışları geleceğe ilişkin değişen algıların etkisiyle inceleyen yöntemimiz, arz ve talebin kesişmesine bağlıdır..." Keynes (1936, ss. iv-v.)

Keynes, *General Theory*'de uzun uzun marjinal tüketim eğilimini (MTE) kavram ve büyüklük olarak açıkladıktan sonra, Bölüm 10'da (s. 67) *yatırım çarpanı* dediği k katsayısının yer aldığı şu ilişkiyi yazıyor;

$$\Delta Y_w = k \Delta I_w$$

Burada $k = 1/(1 - c)$ ve $c = \Delta C_w / \Delta Y_w$

Δ : Değişme

Y_w : Ücret cinsinden ifade edilmiş toplam gelir

I_w : Ücret cinsinden ifade edilmiş yatırım harcaması

k : Çarpan etkisi

c : Marjinal tüketim eğilimi (MTE)

C : Tüketim harcaması

Açıktır ki, Keynes'in yatırım çarpanını hesaplamak için ulusal gelirin harcamaya bileşenlerini bilmek gerekmektedir. Burada üç önemli noktayı belirtmek gerekir.

(1) Keynes, çarpan etkisini reel değil, nominal değişkenlerle (gelir, yatırım ve tüketim) hesaplamaktadır. Haliyle çarpan, içinde fiyat etkisi de taşımaktadır.

(2) Çarpan etkisi (k) ve MTE (c) sabit değildirler, zaman içinde ve konjoktüre göre değişebilirler.

(3) Çarpan etkisi içindeki fiyat, istihdam ve büyüme etkileri, ekonominin arz koşullarına göre değişebilir. Tam istihdama yakın bir ekonomide fiyat etkisi daha yüksektir. Bu konuda bakınız örneğin Tily (2009b, ss. 1-5).

Keynes *General Theory*'de Bölüm 10'da yatırım çarpanı hesaplarını ayrıntıyla anlatıyor ve şu noktalar dikkat çekiyor. Birincisi, Britanya için güvenilir ulusal gelir hesapları olmadığından, çarpan büyüklüğünü ABD için Kuznets'in verileriyle yapıyor. Burada Britanya'daki veri eksikliğini yine eleştiriyor. İkincisi, tek tek yıllar için hesapladığında çarpan büyüklüğünde çok büyük oynamalar olduğundan, çarpanı iki yılın ortalaması olarak buluyor ve değerinin yaklaşık 2.5 etrafında istikrarlı olduğunu söylüyor. Üçüncüsü, buradan da MTE değerinin 0.6 ile 0.7 dolayında olduğu sonucuna varıyor. Keynes (1936, ss. 73-74).

Britanya'da ulusal gelir hesaplarının devlet tarafından ciddiye alınarak hesaplanması 1940'da başlamış ve bu hesaplamalarda tekrar kamu kesiminde görev alan Keynes'in çok yönlü etkisi olmuştur. II. Dünya Savaşı ile ilgili ekonomik tartışmaların sürdüğü ortamda Keynes hükümete bir kez daha danışman olmuş ve Temmuz 1940'da Hazineye göreve başlamıştır. II. Dünya Savaşının finansmanını ve savaşın getirdiği enflasyonist baskıları ele alan ve 1940'da yayınlanan *How to Pay for the War* kitapçığında Keynes, birçok ekonomik istatistik kullanmış, ancak daha fazla ve daha güvenilir istatistik gereksinimini de vurgulamıştır. Bu kitapçıkta bir "ilk hesaplama" da yapmış ve kamu cari / tüketim harcamalarını ayrı bir kalem olarak dikkate almıştır. Bu konuda bakınız Tily (2009a, ss. 347-348).

Britanya'nın ilk resmi ulusal gelir hesapları Keynes'in danışmanlığında James Meade ve Richard Stone tarafından hazırlanmıştı ve ilk olarak 1941'de Keynes'in kaleme aldığı resmi yayın içinde yer almıştı. Patinkin, Keynes'in Britanya resmi ulusal gelir hesaplarının hazırlanmasında yaptığı etki ve yönlendirmesinin geç ve sınırlı kaldığını ifade etmektedir. Patinkin (1976, ss. 1111-1118). Ancak, Patinkin'in de kabul ettiği gibi, bu hesaplama süreci içinde yer alanlar, başta Meade ve Stone, Keynes'in bu konuda çok çaba harcadığını ifade etmektedir. Stone'un bu konudaki görüşleri için bakınız öreğin Pesaran (1991, ss. 91-92). Ayrıca şu iki noktanın da belirtilmesi gerekir. Birincisi, Keynes'in hükümet ile olan ilişkisi 1920-1939 döneminde kopmuştur. İkincisi, Keynes 1937 yazında bir kalp krizi geçirmiş ve iki yıla yakın bir süre çalışmalarına zorunlu olarak ara vermiştir.

Meade ve Stone, Keynes'e yakın çevreden kişilerdir ve ulusal gelir hesapları konusunda Keynes'den her anlamda önemli yardım almışlardır. Stone, Keynes'den aldığı yardımları şöyle anlatıyor: "Keynes, yaptığımız çalışmaları yayınlama konusunda bizi cesaretlendirdi ve *Economic Journal*'da bir makale yazmamız önerisinde bulundu. ... Çalıştığımız büro ikiye bölünmüştü ve ben ulusal gelir hesapları çalışmasından ayrılmak zorunda idim. Ancak Keynes'in müdahalesi ile ulusal gelir hesapları çalışma grubunda kaldım, burada çalışmalara devam ettim ve Keynes'e bir kez daha teşekkür borçlu oldum." Pesaran (1991, s. 92).

Keynes'in genel olarak istatistik, ekonomik istatistikler ve ulusal gelir hesapları ile olan ilgisi ve ilişkisi, çalışmalar düzeyinde olduğu kadar kurumlar düzeyinde de vardı. Bir yandan Cambridge'de kendisi ders verirken, istatistik derslerini verecek öğretim üyeleri seçiminde yer alıyor, istatistikle ilgili devlet kurumlarında ve Hazine'de uygun istatistikçilerin çalışması için yönlendirmeler yapıyor, diğer yandan da istatistikçilerin Britanya'daki örgütü olan *Royal Statistical Society*'nin faaliyetlerine katılıyor ve burada yöneticilik de yapıyordu. Buna benzer ilişkileri, haliyle ve doğal olarak, ekonometri alanında da vardı.

4. Ekonometri

4.1 Kurumsal İlişkiler

Olasılık ve istatistik konularında önde gelen bir araştırmacı yazar olan Keynes, elbette ekonometri ile de ilgiliydi. 1930'larda ekonometride tahmin ve çıkarsama işlemleri artık hata teriminin olasılık dağılımı çerçevesinde yapılmaya başlanmıştı. Bu konuda bakınız Uygur (2006, ss. 260-270). Ekonometri ile olan ilgisi ve ünlü bir iktisatçı olması nedeniyle Keynes, Aralık

1930'da kurulan Ekonometri Derneğine (Econometric Society) 1933'te akademik kurul üyesi (fellow) olarak seçildi. Bu kurula, tüm dünyadan 30 kişi davet edilmişti. Keynes, 1934'te Ragnar Frisch'in girişimi ile derneğin konsey üyeliğine (council member) seçilmiştir ve ölümüne kadar bu üyeliğini sürdürmüştür. Keynes ayrıca, ilk sayısından başlayarak, *Econometrica* dergisinin editör kurulundadır.

Keynes, ekonometri'nin bir konu olarak ortaya çıkışını gerçekleştiren ve bu alanda bir çatı kuruluşu olan Ekonometri Derneği'nin 1944'te başkanlığına seçilmiş ve bu görevi 2 yıl boyunca sürdürmüştür. Bu görev teklif edildiğinde, şu ifadeyi kullanacak kadar da açık sözlü olmuştur. "... Ekonometri çalışmalarıyla ilgiliyim ve yaşamımın bazı evrelerinde bu konuda bir şeyler de yaptım, ancak yakın dönemde bu konuda anlamlı veya önemli yazılar yazmadım." Patinkin (1976 s. 1092).

Keynes'in ekonometri ile kurumsal bir başka ilişkisi de Cambridge'de Uygulamalı Ekonomi Bölümünün (Department of Applied Economics) kurulmasına öncülük etmesidir. İktisat Fakültesi içinde yer alması düşünülen bu bölümün kuruluş hikâyesi 1939 yılına gitmektedir. Bu yılın başlarında Keynes, Cambridge Araştırma Programını (Cambridge Research Scheme) başlatmıştır. Ağırlıklı olarak ekonometri uygulamalarının yapılması tasarlanan bu programda Keynes kendisi tasarrufların ölçülmesi konusunda çalışmak istemiş ve yatırım başta olmak üzere ulusal gelir hesaplamaları da başlatmayı düşünmüştür. Bir bölüm tasarlaması olan bu hamle, II. Dünya Savaşı'nın başlamasıyla kesintiye uğramıştır.

Bu girişim 1944'te Keynes, David Champernowne, Dennis Robertson, Austin Robinson, Joan Robinson, Gerald Shove ve Pierro Sraffa'nın üye olduğu bir kurul oluşturularak yenilenmiş ve kurul Uygulamalı Ekonomi Bölümünü çalışır duruma getirmiştir. Bölümün başkanlığına Keynes'in önerisi ile 1945'te Richard Stone getirilmiştir. Pesaran (1991, ss. 97-98).

Ayrıca Keynes, *Economic Journal*'ın editörü olarak birçok istatistik ve ekonometri makalesi için değerlendirmeler yapmış ve (olumlu veya olumsuz) yayın kararları vermiştir. Örneğin Keynes, Garrone ve Marchionatti'nin (2007, s. 4) aktardığına göre, Frederick Mills'in 1890-1925 dönemi için ABD'deki fiyat hareketlerini ekonometrik olarak incelediği NBER yayını bir kitap için 1928'de *Economic Journal*'da şu değerlendirmeyi yapmıştı. "Bu, diğer bilim dallarında gördüğümüz, tam bilime götüren bir temel oluşturan, nicel gözlemlerde bulunan öncü bir çalışmadır. Eğer iktisat kuramı böyle kitaplarla donatılabilirse, ... bilim dalımızda [iktisatta] ilerleme umutlarımız şüphesiz artacaktır."

Ekonometriyle bu kadar ilişkili olmasına karşılık, Keynes'in iktisatta ekonometri kullanımına karşı olduğu, hatta ekonometri ve genel olarak teknik yöntemlerde yetersiz olduğu savları ileri sürülmüştür. Keynes'e bu gibi eleştiriler neden yöneltildi, bu eleştiriler haklı mıydı?

Keynes'e yöneltilen ekonometri ile ilgili eleştirilerin büyük bölümü, Keynes'in Hollandalı iktisatçı ve istatistikçi Jan Tinbergen'in Milletler Topluluğu (League of Nations) için 1939'da tamamladığı bir çalışmayı eleştirmesi ile ilgilidir. Dönemin önde gelen iktisatçıları Tinbergen'in bu çalışması için değerlendirme yapmaya davet edilmişler, sonra da Keynes'in değerlendirmesi üzerine görüşler ifade etmişlerdir. Bu konuyu, Tinbergen'in yaptığı çalışmaları kısaca açıklayarak açmaya çalışalım.

4.2 Jan Tinbergen'in Ekonometrik Çalışmaları

1930'lar ortasında Büyük Buhranın etkileri sürerken, Avrupa'daki ve ABD'deki hükümetler iktisatçılardan bunalımdan çıkış için çareler ve uygun politikalar sordular. Hollanda hükümetinin de Hollanda İktisat Birliği DEA'ya (Dutch Economic Association) böyle bir soru yönelttiği anlaşılıyor. Bunun üzerine DEA, bunalımın etkilerini azaltabilecek politika önerileri getirebilmesi ve bunların tartışılabilmesi için 1935 sonlarında Tinbergen'i bir çalışma yapmaya davet etmiştir.

Bu davet üzerine, zaten devresel hareketler konusunda istatistiksel çalışmalar yapmış ve 1929'dan itibaren bu konularda yayın yapan De Nederlandsche Conjunctuur dergisinin editörü olan Tinbergen, ilk olarak Hollanda ekonomisi için dinamik bir makroekonometrik model oluşturmuş ve Ekim 1936'daki DEA toplantısında modeli ve getirdiği politika önerilerini tartışmıştır.²

Üretim, gelir ve tüketim ve dış ticaret olmak üzere üç bloku olan modelde 16 davranışsal denklem, 6 özdeşlik olmak üzere toplam 22 ilişki vardır ve toplam 31 değişken yer almaktadır. 1923-1935 döneminin verileri ile tahmin edilen bu model çalışması önce Hollanda'da bu ülkenin dilinde, sonra 1937'de İngilizce olarak yayınlanmıştır. Bu modelde kritik değişken olan yatırımlar beklenen kar ve faiz ile açıklanmış, beklenen kar geçmiş karlarla temsil edilmiştir.

Tinbergen'in Hollanda modelinde hata terimleri vardır, ancak Tinbergen bunları dikkate almadan denklem sisteminin bir devresel hareket üretip üretmediğini araştırmıştır. Bunun için denklemler sistemini tek bir "nihai denklem"e indirgeyerek ikinci dereceden bir fark denklemi oluşturmuştur. Bu

² Magnus ve Morgan (1987, s. 122-124) ve Morgan (1992, s. 101-105). Tinbergen, "Conjunctuur" dergisinin editörlüğünü, 1929'da doktorasını bitirdikten hemen sonra üstlenmiştir.

denklemin çözümü, boyutu giderek azalan bir devresel hareket vermektedir. Bu sonucu Tinbergen şöyle yorumlamıştır; dışsal şoklar olmadığında, Hollanda ekonomisi iç işleyişi ve kendi şoklarıyla dengeye doğru yönelen dalgalı bir seyir izlemektedir. Bu makroekonometrik model ile Tinbergen, devalüasyon, ücret indirimleri, kamu fiyatlarının düşürülmesi, dış ticarete korumacı duvarın yükseltilmesi, kamu harcamasında artış gibi politika değişikliklerinin etkilerini araştırmıştır. Politika değişiklikleri içinde, istihdamı en fazla arttırması bakımından, en iyi politika devalüasyon yapmak olmuştur.

Bu model çalışmasının hemen ardından Tinbergen, Milletler Topluluğu (MT) (League of Nations) tarafından devresel hareketleri açıklamaya çalışan kuramların istatistiksel sınamalarını yapmak üzere Cenevre'ye davet edilmiştir. İki sene boyunca MT için çalışan Tinbergen'in bu çalışmaları 1939'da "*Statistical Testing of Business Cycle Theories*" başlığıyla iki ciltten oluşan bir kitap olarak yayınlandı. Birinci cilt, Tinbergen (1939I), "*A Method and its Application to Investment Activity*" alt-başlığını taşımaktadır. Bu ciltte genel yatırımlar ve konut yatırımları davranışsal denklemlerle açıklanmış ve o zaman için oldukça gelişmiş sınaama yöntemleri uygulamıştır.

Tinbergen'in çalışmasının ikinci cildi, Tinbergen (1939II), "*Business Cycles in the USA: 1919-1932*" alt-başlığını taşıyor. Bu kitapta Tinbergen'in ABD ekonomisi için 48 denklem ve 71 değişkenden oluşturduğu bir makroekonometrik model yer almaktadır. Burada da Tinbergen, Hollanda modelinde olduğu gibi, "nihai denklem" in çözümünü elde etmiş ve bu çözümün devresel hareket yorumunu yapmıştır. Tinbergen bu ciltte, ABD'de büyük bunalımın nedenlerini ve bazı hükümet politikalarıyla etkisinin nasıl azaltılabileceğini de açıklamıştır. Tinbergen, 1939-1940 döneminde Britanya için de benzer bir modeli tahmin edip devresel hareketler için yorumlar yapmıştır.

Tinbergen (1939I) çalışması, dönemin iktisatçılarından övgüler de aldı, ancak beklenmedik sertlikte eleştiriler de aldı ve tartışmalara neden oldu. Bu eleştirileri ve tartışmaları çoğaltan bir neden, kitabın uluslararası bir kurum tarafından yayınlanacak olması, taslağının Milletler Topluluğu tarafından iktisatçılara gönderilmesi ve 1938'de Cambridge'de bu çalışmayı konu alan bir tartışmalı konferansın yapılmasıdır.

4.3 Keynes - Tinbergen Tartışması³

Tinbergen'in çalışmasına ilk sert eleştiri Keynes'den gelmiştir. Keynes'in değişik makaleler ve mektuplar yoluyla yaptığı eleştirilere Tinbergen hem

³ Buradaki görüşler Keynes (1939), Patinkin (1976), Magnus ve Morgan (1987), Morgan (1992, Bölüm 4), Garrone ve Marchionatti (2004) ve (2007) yazılarından yararlanılarak oluşturulmuştur.

doğrudan makale ile hem de dolaylı olarak yanıtlar vermiştir. Verdiği tepkilerden anlaşılıyor ki, Tinbergen, Keynes'in eleştirilerine ve sert çıkışlarına şaşırmıştır. Bunun bir nedeni, Tinbergen'in kendisini Keynesyen bir iktisatçı olarak görmesidir. Keynes'in makale ve mektuplarındaki görüşleri ve eleştirileri bazı başlıklar altında toplamak mümkündür. Aşağıda bu başlıklar ve Tinbergen'in bunlara yanıtları yer almaktadır.

1) Keynes Tinbergen'i önce kullanılan çoklu regresyon yönteminin mantık olarak ve varsayımlarıyla doğru olmayabileceği noktasından eleştiriyor. Özellikle, bir örnekleme dayalı istatistiksel bir sonuç ile tümevarımsal bir genelleme yapılmasının doğru olmadığını ifade ediyor. Tinbergen, "yöntem" konusuna fazla girmiyor ve ekonometrinin daha teknik yönlerine eğilerek yanıtlar veriyor.

2) Keynes'in bir teknik eleştirisi, bugün ekonometride tanımlama (specification) hatası olarak adlandırdığımız sorunla ilgilidir. Keynes, tüm önemli değişkenler tahmin edilen denklemlerde yer alabilir mi sorusunu yöneltmiştir. Eğer tüm ilgili değişkenler denklemlerde yer almıyorsa, katsayı tahminleri de sapmalı ve tutarsız olacaktır. Eğer ancak tanımlama hatası bulunmuyorsa, bir denklemin açıklayıcı değişkenleri konusunda ayrı ve doğru değerlendirmeler yapılabilir.

Tinbergen yanıtında, ilgili önemli değişkenlerin denklemlerinde yer aldığını, en azından bu varsayımı yaptığını ve önemli olmayan değişkenlerin de tahmin ve sınama sonuçlarını etkilemeyeceğini ifade ediyor. Ayrıca Tinbergen, bir tanımlama hatası olduğunda bunun hata terimleri ile ilgili sınamalarda kendini göstereceğini ifade ediyor. Bazı yazarlara göre, Keynes bu sınama yöntemleri konusunda yeterli bilgiye sahip değildir ve bu konuda kendisi de eleştirilmiştir. Bakınız örneğin Garrone ve Marchionatti (2004, s. 6).

3) Keynes tanımlama hatasıyla ilgili bir başka eleştiri yöneltiyor; tanımlama hatasının olduğu durumlarda kuramsal modellerin ekonometrik yöntemlerle yanlışlığını - doğruluğunu göstermek ve onları karşılaştırmak uygun olmaz. (Hatırlayalım, Tinbergen devresel hareketleri açıklayan modelleri karşılaştırma amacındadır.) Keynes'e göre, bu açıdan bakınca, Tinbergen'in yaptığı, bazı değişkenlerin verilerinin tarihsel bir açıklaması olabilir.

Tinbergen'e göre, Keynes'in düşüncesinin tersine, ekonometri, kuramları değerlendirmekte kullanılabilir ve kullanılmalıdır. Şöyle ki, eğer kuram verilerle doğrulanmadı ise, bu, kuramın yanlış veya yetersiz olduğu anlamına gelebilir. Ancak, bu konuda Keynes'in odaklanması mantık ve kuramsal tümevarım konusunda iken, Tinbergen'in istatistik ve sınamalar üzerine odaklandığı anlaşılmaktadır.

4) Keynes'in önemli bir eleştirisi, değişkenlerin ölçülmesi ve sayılarla ifade edilebilmesi konusundadır. Bu bağlamda kendisinin katkılar yaptığı ve *General Theory*'de çok önemsendiği bekleyişler, güven ve risk konularını örnek vermektedir. Eğer değişkenler ölçülememiş veya yanlış ölçülmüş ise, tahmin sonuçları yine sapmalı ve tutarsız olacaktır.

Tinbergen'in yanıtı şöyle olmuştur; bekleyişler genellikle geçmiş deneylerle oluşturulur ve örneğin firmaların yatırım denkleminde gelecek talep ve kar bekleyişleri değişkeni geçmiş karlar ile temsil edilebilir. Yani Tinbergen'e göre öznel bekleyişler, nesnel beklenen değerler ile temsil edilebilir. Ancak Keynes, yukarıda açıkladığımız gibi, *A Treatise on Probability* kitabında da çok vurguladığı üzere bu temsili kabul etmez.

5) Keynes, Tinbergen'in açıklayıcı değişkenlerinin biri birlerinden bağımsız olduğu varsayımını da eleştiriyor; bu varsayım geçerli değilse denklemlerde sahte korelasyon (spurious correlation) olduğunu, karları örnek göstererek ifade ediyor. Bu eleştiri ile Keynes denklemlerde, özellikle yatırım denkleminde, bugünün deyimleriyle hem çoklu bağıntı (multicollinearity), hem de eşanlılık (simultaneity) sorunları olduğunu söylemiş oluyor.

Tinbergen burada yine istatistiksel bir yanıt veriyor ve açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon yoksa sorunun ortadan kalkacağını söylüyor. Ancak bilindiği gibi bu yanıt istatistiksel anlamda, özellikle eşanlılık bakımından doğru olmayabilir.

6) Tinbergen'in denklemleri doğrusal olarak ifade etmesi, değişkenlerin gecikme sayısını belirlemede yeterli açıklama getirmemesi ve denkleme trend eklemesi de Keynes'in eleştirdiği noktalardır. Keynes, trend değişkeninin I. Dünya Savaşı öncesi yıllar için 9 yıllık hareketli ortalamalar ile, savaş sonrası yıllar için doğrusal trend olarak ifade edilmesini kabul edilemez buluyor.

Tinbergen, doğrusal denklemi, bir yaklaşık ifade olarak savunuyor, gecikme sayısını ve farklı trendleri de verilerin niteliği ile açıklıyor. Örneğin, gecikme sayısını verilere en uygun biçimde, denklemin açıklama gücüne göre belirlediğini söylüyor. Ancak bu açıklamalar da Keynes'e kabul edilir gelmiyor.

7) Keynes'e göre Tinbergen'in önemli fakat kabul edilmesi zor bir varsayımı, devresel hareketleri açıklamaya çalıştığı halde, ekonomide yapısal değişikliğin olmadığı varsayımıdır. Bu varsayımla, denklemlerdeki katsayıların da sabit olduğu kabul edilmiş olmaktadır. Keynes şu soruyu soruyor; eğer Tinbergen tahminlerini verileri alt-dönemlere ayırarak yapsaydı, katsayıların farklı değerler aldığını görmeyecek miydi? Keynes (1939, s. 316)

Tinbergen, çalışmasında özellikle büyük bunalımı dikkate almaya çalıştığını ve değişik veri setleriyle değişik tahminler yapıp katsayı değerlerinin değişip değişmediğini araştırdığını bildiriyor.

Belirtmek gerekir ki, Keynes Tinbergen'i eleştirirken oldukça sert ve ağır ifadeler de kullanıyor. Örneğin Tinbergen'i simyacı olarak tanımlıyor. "Newton, Boyle ve Locke hep simyacılık ile oynadılar. Bırakalım Tinbergen de simyacılık oynamaya devam etsin."

Garrone ve Marchionatti (2007, s. 10). Kahn ve Harrod'a yazdığı mektuplarda Keynes şöyle diyor; "Konuyu anlayabildiğim kadarıyla Tinbergen'in çalışması aldatmacadır (hocus), çünkü çalışmanın temelinde yatan mantık için en küçük bir açıklama yoktur." Garrone ve Marchionatti (2007, s. 9).

4.4 Keynes'in Tinbergen Eleştirisine Tepkiler

Keynes'in yaptığı Tinbergen eleştirilerine birkaç tür tepki verildiği görülüyor. Birinci türdeki tepkilerde, Keynes'in konuyu bilmediği açıkça belirtiliyor. Örneğin, Keynes'in ölümünden sonra Keynes'i ve onuncu yılında *General Theory*'yi değerlendiren Samuelson, Keynes'in Tinbergen eleştirisi konusunda şöyle diyor; "Keynes, eleştirisini yaptığı konuyu anlamak için gerekli teknik bilgiye sahip değildi." Samuelson (1946, s. 197). Samuelson bu makalede benzer ifadeleri, üstelik daha da aşağılayıcı olanları Keynes'in kendisi, kitapları, makaleleri ve hatta Cambridge Üniversitesindeki konumu için de yazmıştır.

Morgan da Keynes'in ekonometriyi bilmediğini düşünüyor. "Ne yazık ki Keynes, her zamanki belagatlı (rhetorical) açıklamalarıyla saldırdı, ama Tinbergen'in kitabını büyük dikkatle okumamıştı. Bazı eleştirileri de, son on yılda devresel hareketler konusunda geliştirilen dinamik iktisadi modelleri ve ekonometrinin teknik yönlerini bilmediğini ortaya çıkardı. Örneğin, Keynes devresel hareketler kuramının Jevons dönemindeki güneş lekeleri aşamasında kaldığını varsaydı..." Morgan (1992, s. 121). Morgan devam ediyor; "Ekonometri Derneği gibi kurumsal ilişkilerine karşılık, Keynes'in ekonometri yazınından bu kadar habersiz olması biraz şaşırtıcıdır. Diğer yandan, Tinbergen'in (1939I) çalışmasını okumamış olanlar ve ekonometrideki gelişmelerden haberdar olmayanlar için Keynes'in eleştirileri bu çalışmayı yerle bir etmiştir." Morgan (1992, s. 121)

İkinci tür tepkiler, teknik yönden bazı bakımlardan doğru olsalar da, Keynes'in eleştirilerinin tarzını ağır bulmakta ve Tinbergen'e haksızlık edildiğini düşünmektedirler. Bunların başında Tinbergen'in kendisi vardır, çünkü kendisini Keynesyen ve Keynes'e saygı duyan bir iktisatçı olarak görmektedir. Stone bu konuda üç nokta belirtiyor; (1) Keynes tepkilerinde abartılıdır.

(2) Keynes'in matematiği 1930'lar sonunda artık pas tutmuştu ve eskimişti. (3) Keynes, kendisine bir konu sorulduğunda önce sert tepkiler verip zaman kazanıyor, sonra gerekçelerini bildiriyor veya konuyu uyumaya bırakıyordu. Pesaran (1991, ss. 98-99). Garrone ve Marchionatti'ye (2004) ve (2007) göre ise, Keynes tepkisini aslında Tinbergen yoluyla geliştirmekte ve yerleşmekte olan daha teknik iktisada göstermiştir.

Üçüncü tür tepkiler, eleştirilerin tarzını bir kenara bırakıp içeriğine bakıyor ve bu eleştirilerin ekonometride daha sonra farkına varılan birçok sorunu haber verdiğini, ancak Keynes'in o zamanki iktisat ve ekonometri dünyasında yeterince anlamadığını ifade ediyor. Patinkin (1976, s.1094-1096) şu noktalara dikkat çekiyor. (1) Keynes'in eleştirisi, tahmin yöntemini ve ilgili sınımları açıklamaya çalışan birinci cilde yönelik idi. (2) Keynes, bu ciltteki teknik konularda ortaya çıkan ve daha sonraları gündeme gelen tanımlama ve eşanlılık gibi ekonometrik sorunları anlatmaya çalışıyordu. (3) Keynes, eleştirilerine karşılık, Tinbergen için daha sonra haksızlık yapmamış, örneğin kendisinin Ekonometri Derneği başkan yardımcılığını desteklemiştir.⁴

Garrone ve Marchionatti (2004) ve (2007) üçüncü tür tepkilere yönelik birçok örnek veriyorlar ve vurguladıkları şudur; Keynes bazı teknik konularda zayıf olsa da, Tinbergen'in çalışmasını eleştirirken, ekonometrik çalışmaların birçok temel sorununa değinmiştir ve hazindir ki bunların farkına daha sonra varılabilmektedir. Kısacası, Keynes'in ekonometri yöntemleri ile ilgili söyledikleri, bu konudaki derinliğini ve uzak görüşlülüğünü ifade etmektedir. Bu bağlamda belirtelim, Tinbergen'in Milletler Topluluğu için yaptığı iki ciltlik çalışmayı Ragnar Frisch, Milton Friedman, Trygve Haavelmo, Jacob Marschak gibi iktisatçılar da farklı yönlerden değerlendirip eleştirmişlerdir.

5. Matematik

Keynes'in iktisatta matematik kullanımına ilişkin 80-90 yıl önceki saptamalarını ve düşüncelerini okuyup incelediğimizde Romer'in (2015) makale ve yazılarında yer alanlarla büyük benzerlik taşıdığını görürüz. Buna karşılık Romer'in Keynes'e bu konuda atıf yapmamış olması önemli bir eksiklik olarak dikkat çekmektedir.

Bazen iddia edildiği gibi, Keynes iktisatta matematik kullanımına karşı değildir, çünkü kendisi yoğunluk sırasına göre *A Treatise on Probability*, *A Treatise on Money* ve *General Theory* gibi kitaplarında ve ayrıca birçok makalesinde matematik kullanmıştır. Ancak Keynes, matematik kullanımının

⁴ Uygur (2006, Bölüm 6) makalemde, Keynes'in Tinbergen eleştirileri konusunda kendimi hem ikinci hem üçüncü tür tepki verenler arasında bulduğumu belirtmek isterim.

gerekli gereksiz her konuda, her fırsatta ve bir şeyleri örtmek için değil, düşünce ve mantık boşluklarını doldurabilmek ve genelleme yapabilmek için olmasını önermektedir. Keynes (1936, ss.145, 161,177).

Diğer yandan, Keynes'in büyük övgüyle söz ettiği matematiksel iktisat çalışmaları vardır. Örneğin, Frank P. Ramsey'in⁵ 1928'de yayınlanan "A Mathematical Theory of Saving" makalesinin, "... konunun önemi ve zorluğu, kullanılan teknik yöntemlerin gücü ve zerafeti dikkate alındığında, matematiksel iktisat konusunda yapılmış en dikkate değer çalışmalardan birisi olduğunu..." ifade etmiştir. Garrone ve Marchionatti (2007, s. 3)

Keynes kendisi, *A Treatise on Money* kitabında, özellikle "temel denklemleri"ni kullanarak birçok matematiksel işlem yapmaya girişmiştir. Bu kitabın birinci cildinin bir bölümü, Bölüm 20, tümüyle denklemlerin matematiksel özelliklerine ve işlemlerine ayrılmıştır. Ancak, Patinkin'in ifadesiyle, "Keynes'in bu kitapta matematiksel model oluşturma girişiminin başarılı ve tatmin edici olmaması, kendisinin *General Theory*'de matematiksel iktisada daha eleştirel ifadeler kullanması sonucunu getirmiş olabilir. ... Bunlara karşılık Keynes, *General Theory*'de matematik kullanabileceğini göstermeye çalışmıştır. ... Ayrıca, o dönemdeki diğer iktisat kuramı çalışmalarıyla karşılaştırıldığında, *A Treatise on Money* ve *General Theory*'nin daha matematiksel olduğunu sanırım." Patinkin (1976, s. 1094).

6. Sonuç

Yukarıdaki açıklama ve irdelemelerden şu sonuçlara varabiliriz.

1. "Keynes, iktisatta istatistik, ekonometri ve matematik gibi teknik yöntemlerin kullanılmasını istemezdi, bunlara karşı bir tavrı vardı" yargısı doğru değildir. Ancak, bu yöntemlerin her fırsatta, bir boşluk doldurmaya hizmet etmedikleri halde kullanmış olmak için kullanılmalarına karşı olmuş ve bu tür uygulamaları eleştirmiştir. Keynes, bu yöntemlerin doğru ve yerinde kullanılması için kurumsal etkiler ve yönlendirmeler de yapmıştır.

2. "Kendisi de istatistik, matematik ve ekonometri gibi teknik yöntemleri kullanmazdı" yargısı da doğru değildir. Tersine Keynes, genel olarak istatistik, özel olarak endeks sayıları ve olasılık konularında, kullanmanın ötesinde, önemli katkılar yapmıştır. Ulusal gelir hesaplarının belirli aşamalara gelme-

⁵ Frank P. Ramsey Keynes'in Cambridge üniversitesine alınmasında öncülük ettiği genç matematikçi felsefecilerden birisidir. Genç yaşta Cambridge'e matematik öğretim üyesi olarak atanmış, verdiği derslerle popüler olmuş, matematik yanında iktisat, mantık ve felsefe konularında yayınlar yapmıştır. Ancak çok genç yaşta, 26 yaşında, hayata veda etmiştir. Barros (2014) ve MacTutor History of Mathematics (2014).

sinde hem düşünce, hem uygulama bakımından etkili olmuştur. Kendisinin de ifade ettiği gibi, zaten henüz gelişmemiş olan ekonometrik yöntemlere fazla zaman verememiş ve anlaşılan bu konuda uğraş vermek için geç kalmıştır. Ancak, istatistik ve olasılık konusundaki birikimiyle ekonometrik model tahminlerine ve uygulamalarına yaptığı eleştirilerle, bu konuda ne gibi sorunlar olabileceğini çok önceden öngörmüştür. Keynes'in yaptığı eleştiriler ve öneriler zamanında anlaşılammış olsa da, Keynes burada da derinlemesine irdelemeler ve uyarılar yapmıştır.

3. “Bu yöntemleri kullanamazdı, çünkü zaten bu konularda yetersizdi” yargısına varanların sayısı sınırlıdır. Örneğin, yukarıda bu bağlamda belirttiğimiz Samuelson, Keynes'in her yazdığını ve yaptığını üstelik ölümünden sonra çok ağır eleştirmek ve küçümsemek, hatta aşağılamak gibi bir göreve soyunmuş görünmektedir. Keynes'in yaşadığı dönemde teknik konularda elbette zayıflıkları ve yetersizlikleri vardır.

Keynes'e yönelik eleştirilerin derecesi ve biçimi konusunda şöyle bir kanıya ulaştığımı belirtmeliyim. Bazı eleştiriler ve olumsuz ifadeler, belli bir ölçüde, Keynes'in kendi özelliklerinden kaynaklanmış olabilir; Keynes alçak gönüllü değildir, kendisi de başkalarına ağır eleştiriler yöneltmiştir ve bazı tepkileri de bu nedenle çekmiş olabilir.

Aslında Keynes, bir iktisatçının tarih, mantık ve felsefe benzeri aletler yanında, istatistik, matematik, ulusal gelir hesapları ve ekonometri gibi teknik aletleri çok iyi bilip kullanabilmesi gerektiğini gösteren en önde gelen örneklerinden birisidir. Keynes'in bu konulardaki katkıları ve etkileri kendisinin iktisat kuramına ve politikalarına yaptığı yönlendirici katkıları tamamlayıcı niteliktedir. İktisatta matematik, istatistik, ekonometri gibi yöntemlerin kullanılmasında gözlenen “mathiness” yaklaşımını 80-90 yıl önce öngörüp eleştiren Keynes'dir.

Kaynakça

- Aldrich, John, (1992), "Probability and Depreciation: A History of the Stochastic Approach to Index Numbers," *History of Political Economy*, Fall 1992 24(3), 657-687.
- Barros, Thiago, (2014), *Ramsey Theory: Old, New and Unknown*.
http://www.irmacs.sfu.ca/sites/default/files/documents/colloquiums/Irmacs_Colloquium-Dec_1_2005-Barros.pdf
1 Ekim 2014'te indirilmiştir.
- Gans, Joshua (2015, 15 Mayıs), "Mathiness: A Guide for the Perplexed," *Digitopology*. <http://www.digitopoly.org/2015/05/15/mathiness-a-guide-for-the-perplexed/>
18 Mayıs 2015'te indirilmiştir.
- Garrone, Giovanna ve Roberto Marchionatti, (2004), "Keynes on Econometric Method: A Reassessment of His Debate With Tinbergen and Other Econometricians, 1938-1943," *Centro di Studi sulla Storia e i Metodi dell'Economia Politica, Dipartimento di Economia "S. Cagnetti de Martiis"*, Working Paper No. 03/2007
- Garrone, Giovanna ve Roberto Marchionatti, (2007), "Keynes, Statistics and Econometrics," *Centro di Studi sulla Storia e i Metodi dell'Economia Politica, Dipartimento di Economia "S. Cagnetti de Martiis"*, Working paper No. 03/2007
- Harrod, Roy F., (1968), "John Maynard Keynes: Contributions to Economics," *International Encyclopedia of the Social Sciences*.
http://www.encyclopedia.com/topic/John_Maynard_Keynes_Baron_Keynes_of_Tilton.aspx
3 Şubat 2014'te indirilmiştir.
- Kahn, Richard F., (1931), "The Relation of Home Investment to Unemployment," *Economic Journal*, 41, June, pp. 173-98.
- Keynes, John Maynard, (1921), *A Treatise on Probability*. MacMillan and Co., London. E-book No. 32625, May 2010.
<http://www.gutenberg.org/files/32625/32625-pdf.pdf>
6 Mart 2012'de indirilmiştir.
- Keynes, John Maynard, (1930, Cilt I), *A Treatise on Money, Volume I, The Pure Theory of Money*. The Collected Writings of John Maynard Keynes Volume 5. Derleyen Elizabeth Johnson ve Donald Moggridge, London: Academic.

Keynes, John Maynard, (1930, Cilt II), *A Treatise on Money, Volume II, The Applied Theory of Money*. The Collected Writings of John Maynard Keynes Volume 6. Derleyen Elizabeth Johnson ve Donald Moggridge, London: Academic.

Keynes, John Maynard, (1935), *Timeline*.
<http://www.maynardkeynes.org/john-maynard-keynes-treatise-general-theory.html>
21 Ocak 2014'te indirilmiştir.

Keynes, John Maynard, (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Rendered into HTML on Wednesday April 16 09:46:33 CST 2003, by Steve Thomas for The University of Adelaide Library Electronic Texts Collection. This work is also available as a single file, as <http://etext.library.adelaide.edu.au/k/k44g/k44g.html>
7 Ocak 2007'de indirilmiştir.

Keynes, John Maynard, (1939), "Professor Tinbergen's Method," *The Economic Journal*, 49, 626-639.

Lindley, Dennis V., (1968), "John Maynard Keynes: Contributions to Statistics," *International Encyclopedia of the Social Sciences*.
http://www.encyclopedia.com/topic/John_Maynard_Keynes_Baron_Keynes_of_Tilton.aspx
3 Şubat 2014'te indirilmiştir.

MacTutor History of Mathematics, (2014), "Frank P. Ramsey"
<http://www-history.mcs.st-and.ac.uk/Biographies/Ramsey.html>
1 Ekim 2014'te indirilmiştir.

Magnus, Jan R. ve Mary S. Morgan (1987) "The ET Interview: Professor J. Tinbergen," *Econometric Theory*, 3, 117-142.

Morgan, Mary S. (1992) *The History of Econometric Ideas*. Cambridge (UK): Cambridge University Press. (Paperback Edition).

Muller, Pierre, (2003), "Vanoli: A History of National Accounting," *Courrier des statistiques, English series no. 9, 2003*.
http://www.insee.fr/en/ffc/docs_ffc/cs103h.pdf
22 Ağustos 2012'de indirilmiştir.

O'Connor, J. J. ve E. F. Robertson, (2013), *Biographies: John Maynard Keynes*
<http://www-history.mcs.st-and.ac.uk/Biographies/Keynes.html>
19 Aralık 2013'te indirilmiştir.

- Patinkin, Don, (1976), "Keynes and Econometrics: On the Interactions Between the Macroeconomic Revolutions of the Interwar Period," *Econometrica*, 44 (6), 1091-1123.
- Pesaran, M. Hashem, (1991), "The ET Interview: Professor Sir Richard Stone," *Econometric Theory*, Volume 7 (1), March, pp 85-123.
- Romer, Paul, (2015), "Mathiness in the Theory of Economic Growth," *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 105(5), 89–93
<http://dx.doi.org/10.1257/aer.p20151066>
<http://paulromer.net/wp-content/uploads/2015/05/Mathiness.pdf>
- Romer, Paul, (2015, 15 May) "My Paper Mathiness in the Theory of Economic Growth" *Paul Romer Blog* <http://paulromer.net/mathiness>
29 Mayıs 2014'te indirilmiştir.
- Romer, Paul (2015, 18 May) "Protecting the Norms of Science in Economics", *Paul Romer Blog* <http://paulromer.net/protecting-the-norms-of-science-in-economics/>
29 Mayıs 2014'te indirilmiştir.
- Romer, Paul (2015, 27 May) "Mathiness and Academic Identity," *Paul Romer Blog* <http://paulromer.net/mathiness-and-academic-identity/>
29 Mayıs 2014'te indirilmiştir.
- Seneta, Eugene William, (2014), "John Maynard Keynes," (version 4). *StatProb: The Encyclopedia Sponsored by Statistics and Probability Societies*. Available at
<http://statprob.com/encyclopedia/JohnMaynardKEYNES.html>
2 Eylül 2014'te indirilmiştir.
- Samuelson, Paul (1946), "Lord Keynes and the General Theory," *Econometrica*, 14 (3), July, ss. 187-200.
- Shimuzu, Chihiro, (2014), *Index Number Theory and Measurement Economics, Chapter 1*.
<http://www.cs.reitaku-u.ac.jp/sm/shimizu/Lecture/Reitaku-Univ/Index/Chapter%201%20Introduction.pdf>
11 Ekim 2014'te indirilmiştir.
- Skidelsky, Robert, (1983), *John Maynard Keynes: Hopes Betrayed, 1883–1920*. New York: Penguin Books.
- Skidelsky, Robert, (1994), *John Maynard Keynes: The Economist as Saviour 1920–1937*. New York: Penguin Books.

- Smith, Noah , (2015, 16 May) “Paul Romer on Mathiness,” *Noah Opinion Blog* <http://noahpinionblog.blogspot.com.tr/2015/05/paul-romer-on-mathiness.html>
29 Mayıs 2014’te indirilmiştir.
- Syll, Lars P., (2013), “Keynes on Statistics and Evidential Weight,” *Statistics & Econometrics, Theory of Science & Methodology*.
<https://larspsyll.wordpress.com/2013/01/25/keynes-on-statistics-and-evidential-weight/#comments> Posted on 25 January, 2013 in *Statistics & Econometrics, Theory of Science & Methodology*
14 Ocak 2014’te indirilmiştir.
- Tily, Geoff, (2009a), “John Maynard Keynes and the Development of National Accounts in Britain, 1895-1941,” *Review of Income and Wealth*, Series 55 (2), June, ss. 331-359.
- Tily, Geoff, (2009b), “Keynes and the Financing of Public Works Expenditures,” *Discussion Paper*, August.
<http://www.heterodoxnews.com/htnf/htn87/Tily%20Keynes.pdf>
- Tinbergen, Jan, (1939I), *Statistical Testing of Business Cycle Theories: Vol I, A Method and Its Application to Investment Activity*. Geneva: The League of Nations.
- Tinbergen, Jan, (1939II), *Statistical Testing of Business Cycle Theories: Vol II, Business Cycles in the United States of America, 1919-1932*. Geneva: The League of Nations.
- Uygur, Ercan, (2006), “Ekonometrinin Serüveni: İktisadın ‘Bilim’ ve ‘Çare’ Olması İçin Arayışlar,” *Nejat Bengül’e Armağan* içinde, derleyen Tuncer Bulutay, Mülkiyeliler Vakfı Yayınları, ss. 227-274.
- Uygur, Ercan, (2015), “Keynes; İstatistik, Ekonomik İstatistikler, Ulusal Gelir ve Ekonometri”, *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni No. 5, Mart*.
- Vollrath, Dietz (2015, May 29) “More on Mathiness”, *The Growth Economics Blog*. <https://growthecon.wordpress.com/2015/05/29/more-on-mathiness>
29 Mayıs 2014’te indirilmiştir.