

Türkiye İşgücü Piyasası'nın İşgücü Arz Esnekliği: 2003 – 2011

Labor Supply Elasticity of Turkish Labor Market: 2003 – 2011

Gökhan AYKAÇ¹

ÖZET

Çalışmada, Türkiye'deki hanelerin toplulaştırılmış işgücü arzlarının ücret esnekliği 2003 – 2011 yılları için Lucas ve Rapping (1969) modeli ile tahmin edilmektedir. Lucas ve Rapping (1969) çalışmalarında, ücret dışı geliri bir değişken olarak tahmin edilen modelin dışında bırakılmaktadır. Kuramsal modelden dışlanan ücret dışı gelir değişkeni çalışmamız kapsamında modele farklı bir yöntem kullanılarak dahil edilmektedir. Bu çerçevede, TÜİK Hane Halkı Bütçe Anketleri mikro verileri ücret dışı gelir düzeylerine göre %5'lik sıralı gruplar halinde toplulaştırılarak yapay gruplar oluşturulmakta ve yapay panel veri seti elde edilmektedir. Bu yolla, yatay kesit veriler panel veri haline getirilmekte ve panel veri setlerinin mümkün kıldığı tahmin avantajlarından faydalanılmaktadır. Diğer taraftan, Türkiye'de ücret dışı gelir düzeyinin, işgücü arzını belirleyen etkenler arasında yer alıp almadığı da ücret dışı gelir grupları için oluşturulan modelin anlamlılığı ile sınanmaktadır. Elde edilen veri seti kullanılarak Lucas ve Rapping (1969) toplulaştırılmış işgücü arzı modeli ile Türkiye için çalışılan saat olarak işgücü arz esnekliği (yoğunluk marjı) tahmini yapılmaktadır. Oluşturulan 20 adet ücret dışı gelir grubunun her birine özgü birimsel sabit etkilerin, kullanılan uygun tahmin yöntemi yardımıyla arındırılması, ücret dışı gelir etkisinden arındırılmış model ile işgücü arz esnekliğine ulaşılabildiğini mümkün kılmaktadır. Çalışma sonucunda, ücret dışı gelire göre yapılan hane toplulaştırmasının Türkiye'nin işgücü arzı ücret esnekliğinin tahmini açısından anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu çerçevede haneler itibarıyla toplulaştırılmış işgücü arzının ücret esnekliği, Lucas ve Rapping (1969)'ün dinamik makro işgücü arzı modeli kullanılarak Arellano ve Bover / Blundell ve Bond sistem GMM ile tahmin edilmekte ve esnekliğin oldukça küçük bir değer aldığı (0,06) sonucuna ulaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: işgücü arzının ücret esnekliği, yapay panel, yoğunluk marjı, ücret dışı gelir

ABSTRACT

This paper examines the wage elasticity of aggregated labor supply of Turkish households for the period of 2003 – 2011 employing the Lucas&Rapping (1969) Model. In their original work, nonwage income variable is excluded from the estimated model. Nonwage income variable of the theoretical model which is left out in the estimated model is reintroduced to the estimated model using a different methodology. A Pseudo panel data set is generated by aggregating household level data to form cohorts consist of sequential vigintiles by the nonwage income of the households using the Turkish Household Budget Surveys. This approach enables the cross sectional data to become a pseudo panel and hence benefits from the advantages of a panel data set. On the other hand, whether the nonwage income in Turkey being one of the determinants of the labor supply or not is tested by the statistical significance of the model. The wage elasticity of the labor supply (intensive margin) is estimated utilizing Lucas & Rapping (1969) aggregated labor supply model using the pseudo panel data. The elimination of the fixed effects of each cohort by the appropriate estimation method achieves the labor supply elasticity excluding the nonwage income effect. The study reveals the fact that the model estimated with aggregated data of households as sequential vigintiles of their nonwage income, provides a statistically significant estimation of the wage elasticity of the labor supply in Turkey. In this context, the wage elasticity of labor supply is estimated with Arellano and Bover / Blundell and Bond system GMM estimator, using the Lucas&Rapping (1969) model and it is found to be as small as 0,06.

Keywords: wage elasticity of labor supply, pseudo panel, intensive margin, nonwage income

1. GİRİŞ

Farklı ücret dışı gelir seviyelerine sahip hane halklarının ücret değişimleri sonucunda işgücü arzı değişimlerinin de farklı olması beklenir. Hanelerin cari dönemde elde ettikleri ücret gelirlerinin yanı sıra gelecek dönemlerde elde etmeyi bekledikleri gelirleri de dikkate alarak tüketim ve çalışma kararlarını verdikleri varsayılırsa, ücret dışı gelir işgücü arzı üzerinde daha önemli bir belirleyici haline gelmektedir. Nitekim Modigliani'nin ömür boyu gelir hipotezinde servet düzeyi tüketim kararları üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Gelecek dönemdeki tüketim ve boş zamanın cari dönemdeki tüketim ve boş zamanın ikamesi olduğu işgücü arzı modellerinde de servet düzeyi önemli bir belirleyici konumundadır. Örneğin yüksek ücret dışı gelire sahip hane halklarının işgücü arzı ücret esnekliği ile hiç ücret dışı gelir elde etmeyen hane halklarının işgücü arzlarının ücret esnekliklerinin aynı olması beklenen bir durum değildir. Ücret dışı gelirin ülke içindeki dağılım adaleti de makro işgücü arzı üzerinde bir belirleyici konumundadır.

Çalışmada, Türkiye'de farklı ücret dışı gelire sahip hane halklarının farklı karar birimleri olarak toplulaştırılması yoluyla ücret değişimi karşısında işgücü arzlarını nasıl değiştirdikleri ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Gerekli veri düzenlemelerine ilişkin yöntemin açıklanması ve veri setinin oluşturulmasını takiben kullanılacak model açıklanmaktadır. Türkiye'de ücret dışı gelir dağılımının adaletinin hangi düzeyde olduğu ortaya konulmakta ve ücret dışı gelirin temel bileşenleri de incelenmektedir. Bu çerçevede, Lucas ve Rapping (1969)'in makro işgücü arzı modeli ve uygun ekonometrik tahmin yöntemleri kullanılarak ücret dışı gelire göre yapılan toplulaştırma ile kurgulanan modelin Türkiye için anlamlı olup olmadığı araştırılmakta ve işgücü arzı ücret esnekliğine ulaşılmaya çalışılmaktadır.

İşgücü arzını konu alan çalışmalarda genellikle mikro veriler kullanılarak yürütülen bireysel işgücü arzı modelleri ele alınmakla beraber, toplulaştırılmış veriler yardımıyla makro işgücü arzı da çalışmalara konu olmaktadır.¹ Özellikle işgücü piyasalarına ilişkin yapılan ampirik çalışmalarda temel veri kaynağı olan hane halkı bütçe ve işgücü anketleri genellikle yatay kesit verilerdir. Bu durum araştırmayı, panel veri analizinin sağladığı avantajlardan mahrum etmektedir. Dinamik bir yapı arz eden yapısal modeller yatay kesit verilerle ele alınamamaktadır. Birim etkilerin ve dışlanmış değişkenlerin olduğu

ekonomik ilişkilerin modellenmesi ve tahmini ise panel veri sayesinde daha sağlıklı yürütülebilmekte, gözlenemeyen birey etkiler dikkate alınabilmekte ve daha sapmasız tahminlere ulaşmak mümkün olabilmektedir (Hsiao, 2003). Yatay kesit ile karşılaştırıldığında, panel verinin zaman boyutunun da olması, karmaşık yapısal ilişkilerin modellenmesini de kolaylaştırmaktadır.

Diğer taraftan yatay kesit verilere ulaşmanın genellikle mümkün olduğu işgücü piyasalarında, her sene aynı karar birimlerine gidilerek veri toplamanın getirdiği zorluklar nedeniyle panel veriye daha az rastlanmaktadır. Bu sorunun aşılmasında ise tekrar edilmiş yatay kesit verileri (repeated cross section data) kullanılarak, yapay panel (pseudo panel) verileri elde edilebilmekte ve yatay kesit verileri, panel veri analizinde kullanılabilir. Çalışmada kullandığımız yöntem ile toplulaştırılmış işgücü arzının tahmin edilmesi, sadece veri setini bir panel veri seti haline getirerek panel veri tahmininin kazanımlarını kullanmaya fırsat sunmakla kalmayıp, aynı zamanda da toplulaştırılan bilginin niteliğine göre analizi farklı yönlerde genişletmeye de olanak tanımaktadır. Çalışmada, verilerin toplulaştırma tekniğinin, yapay panel veri setinin yatay kesite göre olan avantajlarının ve sonunda da uygulanan tahmin yönteminin sağladığı olanaklar sayesinde Lucas ve Rapping (1969) tarafından geliştirilen toplulaştırılmış işgücü arzı modeli, farklı bir yorumla ele alınmakta ve Türkiye'de hanelerin toplulaştırılmış işgücü arz esnekliğine ulaşılmaktadır.

Çalışmada, hane halkını oluşturan bireylerin işgücü arzı kararlarının nasıl olduğu ele alınmamakta, bunun yerine hane halkı işgücü arzı kararında hanenin toplam ücret ve ücret dışı gelirini dikkate alınmakta olduğu varsayılmaktadır. Model bu yönüyle birimsel işgücü arzı modeli (unitary labor supply model) olarak adlandırılabilir (Fortin ve Guy, 1997: 933). Birimsel modelde ücret dışı gelirin hangi bireye ait olduğunun bir önemi bulunmamakta, ortak gelir (income pooling) prensibi geçerli olmaktadır ve hane tek karar verici konumundadır (Bundell ve MaCurdy, 1999; Cahuc ve Zylberberg, 2004: 16, 17).

Diğer taraftan, analiz verilerin ülke bazında toplulaştırılmasıyla² yapılmakta olduğundan, hane bazında yapılmış olan toplulaştırmanın çalışmanın "metodolojik bireycilik" prensibinin dışına çıkmakta olduğu şeklinde yorumlanmasına engel olmaktadır.

Hane bazında toplulaştırılmış veriler, hanelerin ücret dışı gelirlerine göre sıralı gruplara (cohort) ayrılmasına olanak tanımakta her bir sıralı gruba ait verilerin ortalamaları kullanılarak uygun tahmin yöntemi ile birimsel sabit etkiler (fixed effect) ortadan kaldırılmaktadır.

Lucas ve Rapping (1969: 730) haneye ait varlıkların işgücü arzı üzerindeki etkisinin çok küçük olduğunu varsayarak asıl tahmin edilen denklemde istatistiksel olarak anlamsız bulunan hane halkı varlıklarına yer vermemekte, teorik modelde yer alan hane halkına ait varlıklar değişkenini tahmin denkleminden dışlamaktadır³. Çalışmada, hanelerin sahip oldukları varlıkların getirilerine göre gruplara ayrılması, bu grupların kendi içlerinde toplulaştırılması ve kullanılan tahmin yönteminin birimsel sabit etkileri ortadan kaldırması sonucunda ücret dışı gelirin tahmin sonuçları üzerindeki olumsuz etkisinin ortadan kalkması söz konusu olmaktadır⁴. Bu durumda, Lucas ve Rapping (1969)'de bir varsayım olarak etkisiz varsayıldığı için asıl tahmin denkleminden çıkarılan hane halkına ait varlıklar değişkeni, modelimize her bir gruba özgü birimsel sabit etki olarak girmekte⁵ ve işgücü arzı üzerindeki etkisi tahmin sonuçlarından dışlanmaktadır. Çalışmada Türkiye için bir işgücü arzı esnekliği tahminin ortaya konmasının⁶ yanı sıra bu tahminin hanelerin farklı ücret dışı gelir düzeylerinin etkilerinin tahmin sonuçlarından arındırılarak elde edilmesi çalışmanın ayırt edici özelliklerinin başında gelmektedir. Diğer taraftan, Türkiye'de ücret dışı geliri dağılımı adaletsizliği ve ücret dışı gelirin temel bileşenlerinin de ortaya konması çalışmanın diğer özgün özellikleri arasında sayılabilir.

2. YAZIN ÖZETİ VE MODEL

İşgücü arzının ücret esnekliğine ilişkin yazında çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Yazındaki çalışmaların temel ayırt edici özellikleri arasında kullanılan modellerin dinamik ya da statik modeller olması, işgücüne katılımın (kapsama marjı), çalışılan saatin (yoğunluk marjı) ya da her ikisinin birden modellendiği ve çalışmaların kapsadıkları zaman boyutu sıralanabilir. Bu çalışmaların tamamına yer vermek gerek fiziksel açıdan gerek de çalışmanın kapsamı çerçevesinde anlamlı gözükmemektedir. Bu çerçevede, yazında yer alan ve çalışmamızda ele alınan yönü ile gerek yöntem gerek de kapsam açısından tutarlılık gösteren öne çıkmış çalışmaların sonuçları bir tablo ile özetlenmektedir.

Yazında işgücü arzının Frisch ve Hicksgil ücret esnekliğinin tahmin edildiği başlıca çalışmalar Tablo 1'de sunulmaktadır. Tablo incelendiğinde ulaşılan tahmin sonuçlarının oldukça geniş bir değer aralığında yer aldığı göze çarpmaktadır. Bu farklılığın en önemli nedeni çalışmalarda kullanılan esneklik kavramının kapsam farklılığıdır. Yazında yoğunluk marjı ve kapsama marjı olarak iki farklı esneklik katsayısının tahmin edildiği⁷ görülmektedir. Bu kavramların açıklanması ileriki bölümlere bırakılmakla beraber, yoğunluk marjının çalışmakta olanların ücret değişikliklerinden dolayı çalıştıkları toplam saat farkını ifade ettiği söylenebilir. Kapsama marjı ise ücret değişiklikleri karşısında işgücüne giriş ve çıkışların yarattığı farkı kapsamaktadır.

Tablo 1: Yazında İşgücü Arzının Ücret Esnekliği

Yazar	Zaman Kapsamı	Ülke	İşgücü Arz Esnekliği (Yoğunluk Marjı)
Lucas ve Rapping (1969)	1929 - 1965	ABD	1,40 (kapsama + yoğunluk)
Ghez ve Becker (1975)	1960, 1961	ABD	(-)0,106 - 0,39*
MaCurdy, T. (1981)	1967 - 1976	ABD	0,15
MaCurdy, T. (1981)	1967 - 1976	ABD	0,10 - 0,40
Heckman, J.J. ve MaCurdy, T.E. (1980) (1982)**	1968	ABD	1,61 (kapsama + yoğunluk)
Browning, M.; Deaton, A. ve Irish, M. (1985)	1970-1977	İngiltere	0,14
Altonji, J.G. (1986)	1968 - 1981	ABD	0,00 - 0,35
Eissa ve Hoynes (1998)***	1984 - 1996	ABD	0,20
Blundell, Duncan ve Meghir (1998)***	1978 - 1992	İngiltere	0,14
Ziliak ve Kniesner (1999)***	1978 - 1987	ABD	0,15
Bianchi, Gudmundsson ve Zoega (2001)***	1987	İzlanda	0,37
Gruber ve Saez (2002)***	1979 - 1991	ABD	0,14
Pencavel, J. (2002)	1968 - 1999	ABD	0,10 - 0,34
Pistaferri, L. (2003)	1989 - 1993	İtalya	0,7
Saez (2004)***	1960 - 2000	ABD	0,09
French, E. (2005)	1968 - 1997	ABD	0,35 - 0,49
Kuroda, Z. ve Yamamoto, I. (2008)	1991;1992; 1996;2001;2002	Japonya	0,10 - 0,20
Fiorito, R. ve Zanella, G. (2012)	1968 - 1997	ABD	0,08
Jacob ve Ludwig (2012)***	1997 - 2005	ABD	0,12
Reynaga, N.C. ve Rendon, S. (2012)	2002 - 2011	Peru	0,38

* Eğitim ve etnik duruma göre bulunan sonuçların aritmetik ortalamasıdır.

** Browning, M., Hansen, L.P. ve Heckman, J.J. (1999: 615)'in ek hesaplaması sonucudur.

*** Hicksgil işgücü arz esnekliğidir.

Modelini uyarlayarak kullandığımız orijinal Lucas ve Rapping (1969) çalışmasında, 1929 – 1965 yıllarında Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için yapılan işgücü arzı ücret esnekliği (kapsama ve yoğunluk marjı beraber) 1,4 olarak tahmin edilmektedir. Yine kapsama ve yoğunluk marjını tek bir katsayı olarak ele alan Heckman, J.J. ve MaCurdy, T.E. (1980) ve alan Heckman, J.J. ve MaCurdy, T.E. (1982) de esneklik katsayısını 1,61 olarak tahmin etmektedir. Tablo 1’de yer alan diğer çalışmalarda bizim ele aldığımız gibi sadece yoğunluk marjı tahmininde bulunmaktadır. Yoğunluk marjının tahmin edildiği çalışmaların birbirlerinden çok uzak olmayan sonuçlara ulaşılmış olduğu görülmektedir. Bu çerçevede çeşitli ülkeler için çeşitli zaman birimleri için yapılan esneklik katsayısı tahminlerinin çoğunlukla ve yaklaşık olarak 0 ile 0,4 arasında değerler almakta olduğu söylenebilir. Tablo

1’de yer alan bazı çalışmalarda birden fazla esneklik katsayısı bulgusuna ulaşılmış olmasının nedeni çalışmalarda kullanılan modellerin de birden fazla olması ve eğitim, etnik durum, cinsiyet gibi farklı birimler için tahminlerde bulunulmuş olmasıdır.

Lucas ve Rapping (1969), toplulaştırılmış bir işgücü arzı modeli kullanarak Amerika Birleşik Devletleri işgücü piyasasının işleyişini ortaya koymayı hedeflemekte ve ikincil olarak da işsizlik, enflasyon ilişkisi üzerinde durmaktadır. Model, hane halkı fayda maksimizasyonu kararı yardımıyla oluşturulmaktadır. Her ne kadar yazarların modeli oluşturma amacı yazında işgücü arzına yönelik iki farklı yaklaşımı birleştirmek⁸ olsa da çalışmaları toplulaştırılmış işgücü arzına ilişkin yazında oldukça önemli bir kaynak olmuştur.

Yazında, Lucas ve Rapping (1969) modelinin (LR) tatminkâr bulgulara sahip olmadığını vurgulayan çalışmalar (Altonji, 1986; French, 2005; Hansen ve Wright, 1992; Ham, 1986; Ham ve Reilly, 2002: 905; Hart,1987) olmasına rağmen, model işgücü piyasalarına yönelik yapılan çalışmalarda sıklıkla kullanılmakta ve çok sayıda çalışmaya ilham vermektedir (Blundell ve MaCurdy, 1999; Bull ve Frydman, 1983; Card, 1994; Ham ve Reilly, 2002; Krusell ve Rios-Rull, 1999; Krusell ve Smith,1998; Kydland ve Prescott,1982; MaCurdy, 1980; Prescott, 2004).

LR Modeli'nin kuramsal altyapısında, reel ücretler işgücü arzını üç farklı mekanizma ile değiştirebilmektedir. Bunlar, nüfustaki değişimler, işgücüne katılım oranı değişiklikleri ve yıllık çalışma saati değişiklikleri olarak sıralanabilir. Ancak, LR Modeli'nin tahmin edilen hali, yıllık çalışma saati değişiklikleri üzerinde durmakta, nüfusun büyüklüğünü ve kompozisyonunu sabit varsaymakta ve işsizliği tamamen gönüllü işsizlik olarak ele almaktadır. Model, yoğunluk marjını⁹ (intensive marigin) ve kapsama marjını¹⁰ (extensive marigin) birlikte içeren mikroiktisat temelli makro bir dönemlerarası modeldir ve Frisch işgücü arz esnekliğini ortaya koyar (Fiorito ve Zanella, 2012: 173; Browning, Hansen ve Heckman, 1999: 615).

LR Modeli'ne göre, hanehalkının maksimize ettiği fayda fonksiyonu, cari ve beklenen tüketim ile cari ve beklenen işgücü arzının $(\bar{c}, \bar{c}^*, \bar{N}, \bar{N}^*)$ bir fonksiyonu olarak kurgulanmaktadır. Kısıt denklemi ise cari tüketimin cari geliri aşamayacağı düşüncesi üzerine şekillenmektedir. Kısıt denklemi, nominal faiz oranının (r), cari ve gelecek dönem fiyatlar düzeyinin (P, P^*) ve cari ve gelecek dönem ücretin (W, W^*) yanı sıra başlangıç varlık düzeyini (\bar{A}) içermektedir.

$$U(\bar{C}, \bar{C}^*, \bar{N}, \bar{N}^*) \quad [1]$$

$$U_1, U_2 > 0 \text{ ve } U_3, U_4 < 0$$

$$P\bar{C} + \frac{P^*}{1+r}\bar{C}^* \leq \bar{A} + W\bar{N} + \frac{W^*}{1+r}\bar{N}^* \quad [2]$$

Denklem [2]'de görülebileceği gibi başlangıçtaki varlıklar (\bar{A}) modelin zamanlararası olma özelliğini yansıtan önemli bir bileşen olarak denklemin sağ tarafında yerini almaktadır. Optimizasyon probleminin çözülüp, nominal değerleri fiyatlar genel düzeyi (P) yardımıyla deflate edilmesi sonrasında reel değerlerle fonksiyon [3] elde edilmektedir.

$$\bar{N} = F\left(\frac{W}{P}, \frac{W^*}{P(1+r)}, \frac{P^*}{P(1+r)}, \frac{\bar{A}}{P}\right) \quad [3]$$

$$\frac{\partial F}{\partial W} = K(N, W) + N \frac{\partial F}{\partial A} \quad [4]$$

Ücrette meydana gelen bir değişimin yarattığı toplam etki gelir ve ikame etkisinin toplamından oluşmaktadır. Lucas ve Rapping (1969), varlıkların yarattığı¹¹ etkinin $(N \frac{\partial F}{\partial A})$ gelecek dönem tüketimin ve boş zamanın cari dönem tüketim ve boş zamanın ikamesi oldukları ve boş zamanın düşük mal olmadığı ön kabulü yardımıyla eksi işaretli¹² olduğunu belirtmektedir. Varlıkların piyasa değerinin (A_t) ve toplam adam-saat işgücü arzının (N_t) hane halkı sayısı endeksi (M_t) ile deflate edilmesi sonrasında, denklem [1]'in denklem [2] kısıtı ile optimize edilmesi, denklem [5]'i vermektedir. Denklem [5], reel değerlerle ifade edilmiş logaritmik-doğrusal bir denklemdir.

$$\ln(N_t/M_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_t) - \beta_2 \ln(w_t^*) + \beta_3 [r_t - \ln(P_t^*/P_t)] - \beta_4 \ln(a_t/M_t) \quad [5]$$

Denklemden, $w_t, w_t^*, P_t^*, r_t, P_t$ ve a_t sırasıyla, reel ücret oranını, gelecek dönemdeki gözlemlenemeyen işgücü ve tüketim fiyatlarını, nominal faiz oranını, gayrisafi milli gelir deflatörünü ve hanehalklarına ait varlıkların reel değerini ifade etmektedir. Diğer

tarafından, Lucas ve Rapping (1969), varlıkların (ve ücret dışı gelirin) işgücü arzı üzerindeki etkisinin modelden dışlanabilecek kadar küçük olduğunu ve bu konuda yazında destekleyici bulguların olduğunu ifade etmektedir.

$$\ln(N_t/M_t) = \beta_{10} + \beta_{11} \ln(w_t) - \beta_{12} \ln(w_{t-1}) + \beta_{13} \ln(P_t/P_{t-1}) + \beta_{14} \ln(N_{t-1}/M_{t-1}) \quad [6]$$

Gelecek dönem işgücü ve tüketim fiyatları gözlenemediklerinden uyarlanabilir beklentiler varsayımı altında Koyck Dönüşümü yardımıyla modellenmektedir. Bütün bu işlemlerden sonra Lucas ve Rapping (1969) denklem [6]'ya ulaşmakta ve iki aşamalı en küçük kareler yöntemi ile Denklem [6]'yı tahmin etmektedirler. Tahminde, N_t 'nin yanı sıra w_t 'de içsel değişken olarak ele alınmaktadır. Modelde, denklem [5]'in sağ tarafında bulunan $\ln(a_t / M_t)$ (varlıkların değeri ya da ücret dışı gelirler) değişkeninin olmadığı göze çarpmaktadır.

3. YÖNTEM VE VERİLER

Çalışmada, yatay kesit verilerin panel veri analizinde kullanılmasına olanak tanıyan yapay panel oluşturulması yoluna gidilmektedir. Yapay panel veri ile çalışmanın panel veri seti bulunmayan durumlarda bir çıkış yolu olmasının yanı sıra, yapay panel veriler, farklı zaman kesitlerinde kitleden ulaşılan rassal

örneklemelerden meydana gelmektedir. Bu durum, yapay panel veri analizlerinin, panel analizlere göre bir avantajı olarak yorumlanabilir (Sigeze, 2012: 49).

Ücret dışı gelir düzeylerine göre haneler sıralı %5'lik gruplara ayrılarak 20 farklı grup (cohort) elde edilmiştir. Ücret dışı gelir gruplarının belirlenmesinde sıralı %5'lik payların kullanılmasının nedeni, gruplar itibarıyla ücret dışı gelir varyanslarının görece düşük olabilmesi için mümkün olan en az sayıda hane içerilmesi ve her bir grupta yürütülecek analiz açısından yeteri kadar fazla sayıda hane bulunması gerekliliğidir. Bu çerçevede, en uygun sıralı grup büyüklüğünün sıralı %5'lik paylar ile sağlandığı görülmüştür. Sıralı gruplar itibarıyla hanelerin 9 yıllık (2003 – 2011) ortalama yıllık işgücü arzı, reel saatlik ücret geliri ve ücret dışı reel gelir düzeyleri Tablo 2'den takip edilebilir. Oluşturulan gruplarda yer alan hane sayısı (M_t), ham verilerin kapsamı seneler itibarıyla farklılık göstermekte olduğundan her yıl değişim göstermektedir.

Tablo 2: Sıralı Ücret Dışı Gelir Gruplarına Göre Her Bir Gruptaki Hanelerin Ortalama Yıllık İşgücü Arzı (saat) (N/M), Saatlik Reel Ücret Geliri (TL, 1998=100) (w/M) ve Ücret Dışı Reel Gelirlerine (TL, 1998=100) (a/M) İlişkin Ortalama ve Standart Sapma Değerleri (2003 – 2011 ortalaması)

Sıralı Dilim	N/M		w/M		a/M	
	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma	Ortalama	Standart Sapma
V1	2892.678	568.9454	0.464542	0.181505	56.04918	103.6409
V2	2994.23	275.9215	0.518813	0.214917	103.5328	8.452328
V3	3034.54	220.7328	0.482335	0.154221	127.5305	6.705002
V4	3029.096	216.4211	0.452026	0.115477	153.6327	9.45152
V5	3047.983	126.5669	0.469051	0.091885	189.0268	10.62842
V6	3003.435	151.9718	0.493209	0.101245	228.3101	12.69011
V7	3107.92	140.2549	0.525199	0.143259	275.541	15.16395
V8	3124.17	146.1256	0.460927	0.079998	336.6625	20.08436
V9	3075.238	131.1893	0.472456	0.053122	409.9438	23.23141
V10	3131.632	124.1477	0.482812	0.055339	495.8054	26.84119
V11	3051.889	97.88622	0.503263	0.063848	594.5619	30.71446
V12	3012.084	96.85042	0.507455	0.060245	704.0872	33.19766
V13	3038.238	112.7741	0.496305	0.028235	824.8729	36.05771
V14	3101.167	115.4212	0.457971	0.061138	942.4857	32.07479
V15	3148.494	143.1127	0.466998	0.051812	1062.196	38.33659
V16	3241.393	215.0236	0.491665	0.05548	1212.417	51.19205
V17	3356.965	261.1087	0.486691	0.065072	1414.099	66.75516
V18	3429.941	234.0396	0.529712	0.074768	1692.608	98.14118
V19	3688.435	247.9264	0.543664	0.126172	2148.471	183.1947
V20	4233.418	169.73	0.716752	0.263138	4377.357	342.9986

Kaynak: TÜİK HHBA (2003 - 2011) kullanılarak kendi hesaplamamızdır.

[6] nolu model üzerinden hareketle, oluşturulan yapay panelin teorik altyapısı, özellikleri ve avantajları ele alınabilir. [6] nolu model aşağıdaki gibi panel

yapıya uyumlu hale getirilmiştir. "i"nin birimleri, "t"nin zamanı ifade ettiği model [7]'de α_i (zamandan bağımsız) sabit etkiyi göstermektedir.

$$\ln(N_{it}/M_{it}) = \beta_{it} + \beta_{it} \ln(w_{it}) - \beta_{it} \ln(w_{it-1}) + \beta_{it} \ln(P_{it}/P_{it-1}) + \beta_{it} \ln(N_{it-1}/M_{it-1}) + \alpha_i \quad [7]$$

$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Model [7] için yapay bir panel veri seti oluşturmak için birimler arasında gözlemlenen bir ortak bir özellik kullanılmaktadır. Çalışmada ele alınan birim hane olduğundan, haneler arasında ortak bir genel özellik (değer) yapay panel oluşturulması için kullanılabilir. Çalışmanın amacı doğrultusunda, haneler ücret dışı gelir düzeylerine göre gruplandırılmaktadır. Tablo 2'de aktarıldığı gibi, çalışmada kullanılan %5'lik ücret dışı gelir sıralı grupları itibariyle, her bir grup benzer ücret dışı gelir düzeyine sahip olmaktadır. Bu durum model üzerinde aşağıdaki şekilde ifade edilebilir. Örneğin, j'nci ücret dışı gelir grubu için bütün hanelerin birbirine yakın ücret dışı gelire sahiptirler. Bu durumda, α_j , aynı ücret dışı gelir grubunda her

zaman dilimi için aynı değeri almaktadır ve sabit etki olarak adlandırılabilir. Diğer taraftan Deaton (1985), yapay panellerde her bir dönem için aynı birime ait verilere ulaşılamayacağından, daha sağlıklı sonuçlara ulaşabilmek için sıralı gruplar itibariyle birimlerin tahmininden çok her bir sıralı gruba ait ortalamaların tahmin edilmesinin gerekliliğini belirtmektedir. Çalışmada kullanılan veri setindeki ücret ve işgücü arzı değişkenleri, her bir sıralı gruba ait hane ortalamalarını içermektedir. Bu haliyle modelden elde edilecek olan arz esneklik katsayısı sadece yoğunluk marjını içerir hale gelmekte, kapsama marjı dışlanmış olmaktadır¹³. M_{jt} , her bir sıralı grupta yer alan hane sayısını ifade eder.

$$\ln(N_{jt}/M_{jt}) = \beta_{jt} + \beta_{jt} \ln(w_{jt}/M_{jt}) - \beta_{jt} \ln(w_{jt-1}/M_{jt-1}) + \beta_{jt} \ln(P_{jt}/P_{jt-1}) + \beta_{jt} \ln(N_{jt-1}/M_{jt-1}) + \alpha_j \quad [8]$$

$$j = 1, 2, \dots, J \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Çalışmada kullanılan veriler, TÜİK tarafından yapılan Hane Halkı Bütçe Anketi'nden (HHBA) elde edilmiştir. Anketler TÜİK tarafından, 2003 yılında 25920 hane, 2004 – 2008 yılları arasında 8640 hane, 2009 yılında 12600, 2010 ve 2011 yıllarında 13248 haneye uygulanmıştır. Hane halkı bütçe anketi kapsamında 15-65 yaş aralığındaki bireylere ait mikro veriler, hane bazında yıllık olarak toplulaştırılarak hanelere ait ücret, ücret dışı gelir, çalışılan süre (saat) verileri elde edilmiştir. Ek iş gelirleri ücret geliri olarak ele alınmış, haneye ait ek işte ve asıl işteki ücretler, ek ve asıl işteki çalışma sürelerinin toplamına bölünerek saatlik ücret verisine ulaşılmıştır. Ek iş gelirleri, ücret dışı gelirden yer almamaktadır. Bütün veriler TÜFE 1998 fiyat endeksine göre reel hale getirilmiştir.

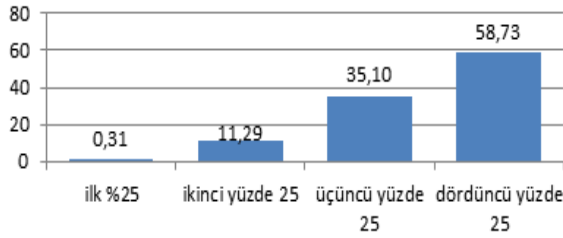
İşgücü arzı (N_{jt}), yıl içerisinde hanelerde 15-65 yaş aralığındaki iktisaden faal bireylerden düzenli ücret ve yevmiye geliri olanların çalıştıkları sürelerin¹⁴ haneler itibariyle toplanması ile elde edilmiştir. Lucas ve Rapping (1969) çalışmalarında istihdam edilenlerin

sayısı ile ülke genelinde yıllık ortalama çalışma süresini (saat) çarparak işgücü arzı verilerine ulaşmaktadır. Bu yaklaşım, işgücü piyasasında arz ve talebin birbirine eşit olduğu yani işgücü arzının her zaman istihdama eşit olduğu varsayımını gerektirmektedir¹⁵. Çalışmamızda da Lucas ve Rapping (1969)'in yapısal işgücü arzı modeli kullanılmakta olduğundan, bu katkı varsayım geçerli olmaktadır.

Ücret dışı gelirlerin toplam gelir içerisinde ne kadar paya sahip olduğu, ücret dışı gelirlerin işgücü arzı üzerindeki etkilerinin farklılaşması açısından önem taşımaktadır. HHBA verileri sıralı gruplara ayrılmadan incelendiğinde 2011 yılında, çalışmada tanımlandığı şekliyle ücret dışı gelirlerin toplam fert gelirleri içerisindeki payı % 26 olmaktadır. Çalışmanın kapsadığı dönem itibariyle yıllık ortalama dikkate alındığında, %25'lik ücret dışı gelir sıralı gruplarda ücret dışı gelirin toplam gelir içindeki pay yüzdeleri Grafik 1'de görülmektedir.

Buna göre, ücret dışı geliri en az olan ilk %25'lik grup ile ücret dışı geliri en fazla olan dördüncü %25'lik grup arasında açıklık göze çarpmaktadır. Bu durum, ücret dışı gelir düzeylerinin işgücü arzı üzerindeki etkisinin büyüklüğü ve ücret dışı gelir grupları itibariyle birimsel etkilerin asimetrik ve nicel açıdan birbirlerinden çok farklı olması yönünde ipuçları vermektedir.

Grafik 1: Sıralı Ücret Dışı Gelir Gruplarına Göre Ücret Dışı Gelirin Toplam Gelir İçindeki Payı (%) (2003 – 2011 ortalama)



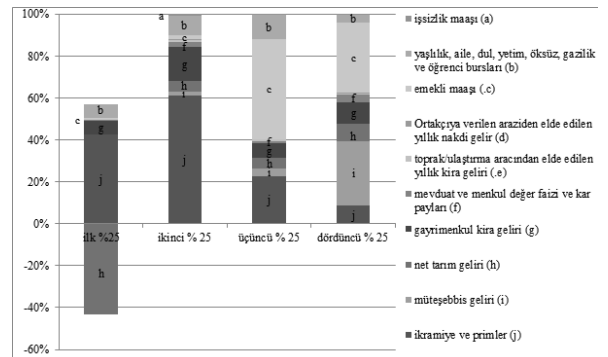
Kaynak: TÜİK HHBA (2003 – 2011) kullanılarak kendi hesaplamalarımız.

HHBA'da yıllık ücret gelirleri, maaş ücret veya yevmiye adı altında kişilere ödenen; emeklilik, sosyal sigortalar keseneği ve vergiler hariç, eline geçen net yıllık gelir olarak aynı ve nakdi şekilde kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan yıllık ücret (w) tanımı, bireylerin esas ve ek işlerindeki maaş, ücret, yevmiye gelirleri ile alınan aynı ücret ve yevmiyelerin haneler itibariyle toplamından oluşur. Çalışmada kullanılan yıllık ücret dışı gelir içerisinde yer alan gelirler ise şu şekildedir¹⁶; yıllık ikramiye, prim, müteşebbis, net tarım, gayrimenkul kira geliri, banka hesaplarından ve döviz hesaplarından elde edilen faiz, menkul değerlerden elde edilen faiz gelirleri, yıllık temettü gelirleri, özel finans kurumlarından elde edilen yıllık kar payı, toprak/ulaştırma aracından elde edilen yıllık kira geliri, ortakçıya verilen araziden elde edilen yıllık nakdi gelir, yıllık emekli maaş geliri, yıllık yaşlılık maaşı, yıllık sosyal yardım fonu ve aile yardımı, yıllık dul, yetim, öksüz maaşı, yıllık gazilik ve malüllük maaşı, hastalık yardımı, yıllık öğrenci burs geliri, yıllık işsizlik maaşı, yıllık doğrudan destek, akaryakıt, süt parası ödemesi, yurt dışından yıllık emeklilik maaşı, yurt dışından karşılıksız elde edilen döviz, yardım, burs vb. şeklinde yıllık nakdi gelir, özel kişi ve kurumlardan elde edilen nafaka, yardım, burs vb. şeklindeki yıllık nakdi gelir, diğer özel emeklilik

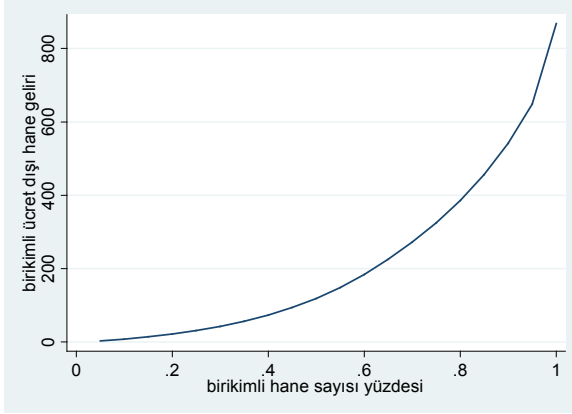
sistemlerinden elde edilen yıllık gelir. Grafik 2'de ücret dışı gelir içerisinde en fazla paya sahip bileşenler ve bunların toplam ücret dışı gelir içerisindeki payları yer almaktadır. Buna göre, ücret dışı gelir düzeyi arttıkça ikramiye ve primler ile net tarım gelirlerinin toplam içerisindeki paylarının belirgin bir şekilde azalma eğiliminde oldukları görülmektedir. Emekli maaşının toplam ücret dışı gelirler içerisindeki payı ise ücret dışı gelir düzeyi arttıkça önce yükselmekte, en yüksek ücret dışı gelire sahip grupta bu oran önceki gruplara göre düşmektedir. Kayda değer diğer bir gözlem de müteşebbis gelirlerinin yüksek ücret dışı gelir gruplarında ani olarak artmasıdır. Net tarım gelirleri düşük ücret dışı gelir düzeylerinde toplam içerisinde önemli bir paya sahipken, daha yüksek ücret dışı gelir gruplarında bu pay büyük ölçüde düşmektedir. 2011 Yılı verileri ile hazırlanmış olan Grafik 2'de, en düşük ücret dışı %25'lik gelir grubunda net tarım gelirlerinin eksi değerler aldığı görülmektedir¹⁷.

%5'lik dilimlerde halinde analize dahil edilen ücret dışı gelirin dağılımı Şekil 1'den görülebilmektedir. TÜİK HHBA (2003 – 2011) verilerine göre, 2011 yılı için fertlere ait ücret dışı gelir için hesaplanmış Gini katsayısı 0,563'dür. Aynı değer 2003 – 2011 yılları arasında 0,529 yıllık ortalamaya sahiptir. Türkiye'de aynı dönem için harcanabilir gelir verileri ile hesaplanan Gini katsayısı ortalamasının 0,41 düzeylerinde olduğu (TÜİK, 2013) dikkate alınırsa, ücret dışı gelirin harcanabilir gelire göre daha adaletsiz dağılmış olduğu görülmektedir.

Grafik 2: Ücret Dışı Gelirin Birikimli %25'lik Gruplarına Göre Bileşenleri (2011)



Kaynak: TÜİK HHBA (2011) kullanılarak kendi hesaplamalarımız.

Şekil 1: Ücret Dışı Gelir İçin Lorenz Eğrisi (2003 – 2011 Ortalaması)

Kaynak: TÜİK HHBA (2003 – 2011) kullanılarak kendi hesaplamalarımız.

Model tahmininde yer alan işgücü arzı, saatlik ücret ve enflasyon verilerinin durağanlık sınamalarının yapılmasına verilerin zaman boyutunun küçüklüğü nedeniyle gerek duyulmamıştır.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılık Testi (Pesaran (2004))
Sonuçları

	Pesaran CD test		Korelasyon Katsayısı
$\ln(N_{jt}/M_{jt})$	1,52	(0,129)	0,037
$\ln(w_{jt})$	0,60	(0,550)	0,015
$\ln(w_{jt-1})$	0,83	(0,409)	0,021
$\ln(P_{jt}/P_{jt-1})$	41,12	(0,00)	1
$\ln(N_{jt-1}/M_{jt-1})$	1,25	(0,212)	0,031

Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini gösterir.

Oluşturulan yapay panel verilerine ilişkin yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı Pesaran (2004) CD

$$\ln(N_{jt}/M_{jt}) = \beta_{jt} + \beta_{jt} \ln(w_{jt}/M_{jt}) - \beta_{jt} \ln(w_{jt-1}/M_{jt-1}) + \beta_{jt} \ln(P_{jt}/P_{jt-1}) + \beta_{jt} \ln(N_{jt-1}/M_{jt-1}) + \alpha_j + v_{jt} \quad [9]$$

$$u_{it} = \alpha_j + v_{jt} \quad [10]$$

Burada, v_{it} gözlemlere özgü hataları, α_j ise daha önce de ifade edilmiş olduğu gibi gözlenemeyen (dışlanmış) zamandan bağımsız birimsel etkileri ifade etmektedir. Çalışmada, 'nin sadece her bir

Test ile araştırılmıştır. Verilerin zaman boyutu birim boyutundan büyük olduğunda Breusch-Pagan (1980) LM testi uygun olmaktadır. Birim boyutu zaman boyutundan büyük olduğu durumlar için Pesaran (2004) CD Testi'ni geliştirmiştir. CD Testi dinamik modeller için de uygun bir yöntemdir (Hoyos ve Sarafidis 2006: 485, 486). CD Testi'nin boş hipotezi yatay kesit verilerin bağımsız olduğu yönündedir.

Tablo 3'de sunulan Pesaran (2004) CD Testi sonuçlarına göre, verilerden birisi hariç bütün verilerde H_0 hipotezi reddedilememektedir. Bu çerçevede enflasyon verisi dışında hiçbir veride yatay kesit bağımlılığı bulunmamaktadır. Enflasyon verisi ise her bir zaman diliminde bütün birimler için aynı değeri aldığından, bu veri için yatay kesit bağımlılığının varlığı zaten beklenen bir durumdur²⁰.²¹ Diğer taraftan, panel veri setinin zaman boyutu kısa olduğunda yatay kesit bağımlılığının sorun niteliği taşımadığını ifade eden çalışmalar bulunmaktadır (Baltagi, 2005).

4. TAHMİN

Elde edilen yapay panel veri seti, yatay kesiti (20), zaman kesitinden (9) büyük olan bir veri setidir. Bu çerçevede, küçük zaman boyutu ve daha geniş yatay kesit boyutu için uygun olan bir tahmin ediciye ihtiyaç duyulmaktadır. Diğer taraftan modelde, bağımlı değişkenin gecikmeli değeri açıklayıcı değişken olarak kullanılmaktadır. Modelin dinamik yapısı nedeniyle, tahmin edici de dinamik modellere uygun bir tahmin edici olmak durumundadır. Ayrıca, çalışmanın amaçlarından birisi de ücret dışı gelire göre oluşturulan sıralı grupların her birine özgü dışlanmış birim etkilerin yok edilmesi ile bu etkilerden bağımsız bir katsayı tahmininde bulunmak ve dışlanmış birim etkiler nedeniyle yanlış olan hata teriminin yanlışlığını ortadan kaldırmaktır. Bu çerçevede model [8] zamandan bağımsız birim etkileri ve gözlemlere özgü hataları gösterecek şekilde ifade edilebilir.

sıralı gruptaki ücret dışı gelir etkisinden ibaret olduğu varsayılmaktadır. Ücret dışı gelir etkisi gelir grupları itibarıyla değişim gösterirken, her bir grupta zaman içerisinde aynı kalmaktadır.

Denklemler [9]'ün birinci farkının alınmasıyla, gözlenemeyen zamandan bağımsız birimsel etkiler α_j ortadan kalkmaktadır. Başka bir söylemlerle, her bir sıralı gruptaki ücret dışı gelir etkisi yok olmaktadır. Ancak, fark alma işlemi tam dışsal olmayan değişkenler için yapıldığında bu değişkenler içsel hale gelmektedir. Modelde, farkları alındığında bağımlı değişkenin gecikmeli $\ln(N_{jt-1}/M_{jt-1})$, v_{jt-1} ile ve içsel değişken olan $\ln(w_{jt-1}/M_{jt-1})$ de hem v_{jt-1} hem de v_{jt} ile potansiyel olarak ilişkili hale gelmektedir. Bu nedenle, model tahmininde kullanılan tahmin edicilerden biri olarak Arellano ve Bond (1991)'ün geliştirmiş olduğu GMM tahmin edicisi tercih edilmiştir. Dinamik model tahminleri için uygun olan GMM'de tam dışsal olmayan ve fark alınmış değişkenler için bu değişkenlerin mümkün olan bütün gecikmeleri araç değişken olarak

kullanılmaktadır.

Diğer taraftan, Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998)'a göre, Arellano ve Bond (1991)'ün önerdiği tam dışsal olmayan değişkenlerin gecikmeli değerleri, birinci derece fark alınmış değişkenler için yeterince iyi araç değişkenler değildir. Arellano ve Bover (1995), farkı alınmamış olan asıl denklemin tahmin sistemine dahil edilmesi ile yeni araç değişkenlerin kullanılmasını mümkün kılmakta ve daha etkin tahminler yapılabilmektedir. Bu nedenle, model tahmininde Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998)'ün sistem GMM tahmin edicisi de kullanılmaktadır. Sistem GMM tahmin edicisinin, Arellano ve Bond (1991)'a göre bir diğer avantajı da farkı alınmamış düzey denklemini de sisteme kattığı için veri setinin zaman boyutundaki kaybın bir dönem azalmakta olmasıdır.

Tablo 4: Tahmin Sonuçları

	A		B		C	
	Katsayı	z Değeri	Katsayı	z Değeri	Katsayı	t Değeri
Sabit Terim	9,155* (0,255)	35,90	6,370* (0,188)	33,83	2,754* (0,458)	7,98
$\ln(w_{jt}/M_{jt})$	0,094* (0,204)	4,59	0,059* (0,012)	4,72	0,019* (0,024)	7,54
$\ln(w_{jt-1}/M_{jt-1})$	0,118* (0,008)	13,96	0,086* (0,014)	6,20	(-)0,033 (0,028)	(-)1,15
$\ln(P_{jt}/P_{jt-1})$	0,210* (0,041)	5,17	0,196** (0,069)	2,86	0,015 (0,023)	0,66
$\ln(N_{jt-1}/M_{jt-1})$	0,118* (0,030)	3,92	0,221* (0,022)	9,87	0,559* (0,055)	10,09
Gözlem Sayısı:	140		160		179	
Araç Değişken Sayısı:	59		74			
Wald Testi:	Chi ² = 288; o.d. = 0,000		Chi ² = 660,64; o.d. = 0,000		F = 71,95; o.d. = 0,000	
Sargan Testi:	Chi ² = 18,735; o.d. = 1,000		Chi ² = 16,676; o.d. = 1,000		R ² =0,62	
AR(1) Arellano - Bond Testi:	z = -2,602; o.d. = 0,009		z = -2,949; o.d. = 0,003		Wooldridge Otokorelasyon Testi:	
AR(2) Arellano - Bond Testi:	z = -1,252; o.d. = 0,210		z = 0,222; o.d. = 0,824		F = 25,841; o.d. = 0,0001	

Parantez içindeki değerler standart hatalardır. A sütunu, fark GMM, B sütunu sistem GMM, C sütunu EKK ile tahmin edilen sonuçları göstermektedir. (o.d.; olasılık değeri)

* o.d. < 0,001

**o.d.< 0,005

Otokorelasyon için Arellano-Bond AR(1) ve AR(2) testleri yürütülmüştür. Arellano-Bond (A-B) otokorelasyon testi, farkı alınmış hata terimleri üzerinden ve gözlenemeyen (dışlanmış) zamandan bağımsız birimsel etkilerdeki (α_j) otokorelasyonu ortaya koymak amacıyla yapılmaktadır. Bu nedenle, AR(1) için Arellano-Bond testi sonucunda bir otokorelasyon beklenir. Bunun nedeni, birinci farkları alınmış hata terimleri içinde yer alan, gözlemlere özgü hataların (v_{it}) zamandan bağımsız olmamalarıdır.

$$\ln(N_{it}/M_{it}) = \beta_{it} + \beta_{it} \ln(w_{it}/M_{it}) - \beta_{it} \ln(w_{it-1}/M_{it-1}) + \beta_{it} \ln(P_{it}/P_{it-1}) + \beta_{it} \ln(N_{it-1}/M_{it-1}) + u_{it} \quad [11]$$

Tablo 4'de, [11] nolu modelin tahmin sonuçları sunulmaktadır. Tablo'da yer alan A sütunu, Arellano ve Bond (1991)'in fark GMM tahmin sonuçlarını, B sütunu Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998)'un sistem GMM tahmin sonuçlarını, C sütunu ise EKK tahmini sonuçlarını göstermektedir. Her iki GMM tahmininde de reel ücret değişkeni ($\ln(w_{it})$) içsel olarak alınmıştır. AR(1) ve AR(2) için yürütülen A-B otokorelasyon testleri beklentiler doğrultusunda sonuç vermiş; AR(1) düzeyinde otokorelasyonun olmadığı boş hipotezinin reddedildiği, AR(2) düzeyinde ise boş hipotezin reddedilemediği sonucuna varılmıştır. Diğer taraftan, araç değişkenlerin hata terimleri ile ilişkili olmadığını boş hipotez olarak test eden Sargan testi sonuçları, her iki GMM tahmininde de boş hipotezin reddedilemediğini göstermektedir. Başka bir ifade ile her iki GMM tahmininde kullanılan araç değişkenler uygun ve sağlıklıdır. Wald testi sonucuna göre ise her iki tahminde de bağımsız değişkenler kümesinin bağımlı değişkeni istatistiki olarak anlamlı bir şekilde açıklayabildiğini işaret etmektedir.

Fark GMM tahminine göre işgücünün ücret esnekliği 0,09 olarak tahmin edilmiştir. Sistem GMM tahminine göre ise esneklik 0,06 gibi daha düşük bir değer almaktadır. Daha önce de belirtilmiş olduğu gibi çalışmamız için sistem GMM tahmin edicisinin daha etkin olduğu gözönünde bulundurulursa, yorumlamada sistem GMM tahmininin kullanılmasının anlamlı olacağı düşünülmektedir. EKK ile yapılan tahmin sonuçları ise modeldeki içsellik durumu nedeniyle GMM tahminlerinden sapmaktadır. Elde edilen sonuçlar, Türkiye'de ücret dışı gelirlerin etkisi modelden arındırıldığında, haneye ait toplam ücret geliri değişiminin hanelerin toplam işgücü

Diğer taraftan, birinci fark düzeyinde AR(2) için yapılan Arellano-Bond testinin artık otokorelasyonu işaret etmemesi gerekmektedir çünkü fark alma işlemi artık zamandan bağımsız birimsel etkileri (α_j) ortadan kaldırmıştır. AR(2) düzeyinde otokorelasyon tespit edilmemesi, zamandan bağımsız birimsel etkilerin ortadan kalkmış olduğunu ve tahmin için GMM tahmin edicisinin uygun olduğunu gösterir (Roodman, 2006).

arzını nasıl değiştirdiğini ortaya koymaktadır. Bu açıdan bakıldığında hanenin toplam ücret gelirinin hangi bireyin ücret gelirindeki değişimle meydana geldiğinin önemi bulunmamaktadır. Ancak, ücret değişikliği olan bireyin işgücü arzı değişimi, ücreti değişmeyen bireyin işgücü arzını da etkileyecektir. Bu durum, yapılan tahminde hanenin verdiği toplam tepkinin küçük bir değer almasının altında yatan nedenlerden birisi olarak değerlendirilebilir. Hanenin toplam ücret gelirine meydana gelen %1'lik değişim, hanenin toplam işgücü arzını (çalışılan toplam süreyi) %0,06 kadar etkilemektedir.

Ulaşılan esneklik katsayısının Lucas ve Rapping (1969)'e göre oldukça düşük değerler almakta olduğu görülmektedir. Lucas ve Rapping (1969), ücret dışı geliri modellerine dahil etmemekle beraber ücret esnekliğini 1,4 olarak bulmaktadır. Rogerson (1988), Hansen (1985) ve Browning, Hansen ve Heckman, (1999: 118 - 121)'a göre, istihdama katılanların sayıca hesaba katıldığı modeller, hem kapsama marjını hem de yoğunluk marjını içerdiğinden, ortalama çalışma süresini bağımlı değişken olarak ele alan çalışmalara göre daha yüksek esneklik katsayısı bulgusuna ulaşmaktadırlar²². Lucas ve Rapping (1969) çalışmasında ulaşılan işgücü arzı esnekliği hem kapsama marjını hem de yoğunluk marjını içerdiğinden diğer çalışmalara göre de daha yüksek bir değere sahiptir (Heckman 1978; Fiorito ve Zanella, 2012: 174). Bu çerçevede çalışmamız, Lucas ve Rapping (1969)'in çalışmasına göre bir yöntem farkı içermektedir. Lucas ve Rapping (1969)'in çalışmasında, daha önce de belirtildiği gibi işgücü arzı esnekliği hem kapsama marjını hem de yoğunluk marjını içermektedir (Kullanılan veri seti ülke genelinde toplulaştırılmış veri setidir.).

Çalışmamızda ise yapay panel veriler için kullanımı uygun olan tahmin yöntemi (Deaton: 1985)²³ gereği oluşturulan her bir sıralı gruptaki hanelerin ortalaması veri olarak kullanılmaktadır. Her bir sıralı gruptaki hanelerin ortalama işgücü arzları ise işgücü piyasasına giriş ve çıkışlara yönelik bilginin dikkate alınmaması sonucunu doğurmakta, başka bir deyişle işgücü arz esnekliği tahmininde çalışılan ortalama süre dikkate alınmış olmaktadır (yoğunluk marjı)²⁴.

Tahmin sonuçlarının yazındaki diğer bulgularla karşılaştırılması, yazında yoğunluk marjını içeren dönemler arası işgücü arzı esnekliği bulgularını içeren Tablo 1 yardımıyla yapılabilir. Bu karşılaştırma, farklı ülkelerde, farklı modeller, yöntemler kullanılan ve farklı zaman aralıklarını kapsayan çalışmalarla yapılmaktadır. Dolayısıyla, mutlak sağlıklı bir karşılaştırma değildir ancak yazında aynı konu üzerine aynı yöntemin kullanıldığı çalışmalar bulunmadığından tam bir karşılaştırma imkanı da bulunmamaktadır²⁵. Tablo 4 dikkate alındığında ulaşılan işgücü arzı esneklik değerinin (0,06), yazında ulaşılmış olan değerlere göre daha küçük olduğu göze çarpmaktadır. Diğer taraftan, Heckman, J.J. ve MaCurdy, T.E. (1982) ve Lucas ve Rapping v(1969)'ün kapsama marjı ve yoğunluk marjını içeren yüksek değerli işgücü arzı esneklikleri bir tarafa bırakılırsa, Tablo 1'de yer alan diğer sonuçların bulgularımıza görece daha yakın seyrettiği ancak halen daha düşük bir değer olduğu görülmektedir. Bu durumun olası nedenleri arasında, çalışmamızın karar birimi olarak haneyi alması sonucunda, hane bireylerinden birinin ücretinde meydana gelen bir değişimin, hane ölçeğinde bir gelir etkisi yaratarak diğer hane bireylerinin işgücü arzı kararının ters yönde etkilemesi sonucunda, haneye ait ücret esnekliğinin ücreti değişen bireyin işgücü arz esnekliğinden küçük kalması sayılabilir²⁶. Diğer taraftan, Türkiye'de kayıtdışı ekonominin büyüklüğünün, Tablo 1'de yer alan çalışmaların yürütüldüğü ülkelere göre daha yüksek olduğu varsayılırsa, işgücü arz esnekliğinin görece düşük seyretmesinin bir nedeni olarak düşünülebilir²⁷.

5. SONUÇ

Türkiye'de hane işgücü arzının ücret gelirlerindeki değişime nasıl tepki verdiği LR Modeli çerçevesinde tahmin edilmiştir. HHBA ham verileri kullanılarak haneler, ücret dışı gelir düzeylerine göre sıralanmış ve %5'lik sıralı gruplara ayrılmışlardır. Bu yolla bir

yapay panel veri seti elde edilmiştir. Panel veri setlerinin yatay kesit verilere göre daha fazla bilgi içermesi, daha sağlıklı bir tahmin yapılması açısından önem taşımaktadır. Diğer taraftan, yapay panel verisinin, hanelerin ücret dışı gelir düzeylerine göre oluşturulması, Türkiye'de ücret dışı geliri içeren işgücü arzının modelinin anlamlılığını sına olanağı sunmaktadır. Ayrıca, Lucas ve Rapping (1969) ücret dışı gelirin bir değişken olarak yer aldığı kuramsal modele ait son tahmin denkleminde ücret dışı gelir değişkenini istatistiksel olarak anlamlı olmadığı için model dışında bırakılmaktadır. Çalışmamızda kullanılan tahmin yönteminin sunmuş olduğu avantaj yardımıyla, aynı model, ücret dışı gelir dikkate alınarak tahmin edilmektedir.

Elde edilen yapay panel verileri ile yapılan tanımlayıcı analiz sonucunda, sıralı ücret dışı hane grupları itibarıyla ücret dışı gelirin toplam gelir içindeki payı ortaya konmuş, ücret dışı geliri en düşük 25%'lik grupta bu oran % 31 iken, en yüksek ücret dışı gelire sahip 25%'lik grupta bu oranın 60%'lara yaklaşmış olduğu görülmüştür. Bu durum, ücret dışı gelirin haneler itibarıyla dağılımındaki adaletsizliğin ortaya konmasını gerektirmiştir. Bu çerçevede, 2011 – 2003 yılları ortalaması dikkate alınarak ücret dışı gelir Lorenz Eğrisi oluşturulmuş ve Gini katsayıları hesaplanmıştır. 2011 yılı için hesaplana Gini katsayısının (0,53), konu edilen yıllar ortalamasından (0,56) yüksek olduğu ve yine 2011 yılı harcanabilir gelir Gini katsayısından (0,41) çok yüksek bir değer aldığı görülmüştür. Bu durum, ücret dışı gelir dağılımının, ücret gelirlerinin dağılımına göre daha adaletsiz olduğu ve dolayısıyla da işgücü arzı üzerindeki etkisinin dikkate alınmasının önemini ortaya koymuştur. Diğer taraftan, bu aşamada ücret dışı gelirlerin bileşenleri de analize dahil edilmiş, hanelerin toplam geliri içerisinde oldukça önemli bir paya sahip olduğu ortaya konulmuş ve kaynakları araştırılmıştır. Bu çerçevede, görece düşük ücret dışı gelir seviyesine sahip hanelerde net tarım gelirlerinin, orta seviyede ücret dışı gelir sahibi hanelerde ikramiye ve prim gelirlerinin ve görece yüksek ücret dışı gelir seviyesine sahip hanelerde ise müteşebbis gelirlerinin daha önemli paya sahip oldukları görülmüştür.

LR Modeli'nin tahmininde, modelin birinci farkının alınmasıyla ücret dışı gelirin işgücü arzı üzerindeki gözlenemeyen zamandan bağımsız birimsel etkileri arındırılmış olmaktadır. Wald Testi sonuçlarına göre, tahmin edilen model bu haliyle bir bütün halde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç, ücret dışı

gelirin işgücü arzı üzerindeki etkisinin büyüklüğü hakkında bir fikir vermemekle birlikte arındırılmış olan bu değişkenin tahminde dikkate alınması gereken bir belirleyici olduğunu göstermektedir.

Tahminde, yapay panel veriler için kullanımı uygun olan tahmin yöntemi (Deaton: 1985) gereği oluşturulan her bir sıralı gruptaki hanelerin ortalaması veri olarak kullanılmaktadır. Her bir sıralı gruptaki hanelerin ortalama işgücü arzları ise işgücü piyasasına giriş ve çıkışlara yönelik bilginin dikkate alınmaması sonucunu doğurmakta, başka bir değişle işgücü arz esnekliği tahmininde çalışılan ortalama süre dikkate alınmış olmaktadır (yoğunluk marjı). Bu durum, model tahminini Lucas ve Rapping (1969)'ün çalışmasından ayıran bir diğer farklılıktır.

Modelin dinamik yapısı nedeniyle model tahmininde GMM kullanılmıştır. Arellano ve Bond (1991)'in fark GMM tahmin sonuçlarını ve Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998)'ün sistem GMM tahmin sonuçları birbirlerine yakın tahmin sonuçları vermiştir. Sistem GMM'in, yeni araç değişkenlerin kullanılmasını mümkün kılması ile daha etkin tahminler yapılabilmesi ve veri setinin zaman boyutundaki kaybı azaltması nedeniyle analizde, sistem GMM tahmin sonuçlarının dikkate alınmıştır. AR(1) ve AR(2) için yürütülen otokorelasyon testleri beklentiler doğrultusunda sonuç vermiştir. AR(1) düzeyinde otokorelasyon bulunması ve AR(2) düzeyinde ise bulunmaması, modeldeki zamandan bağımsız sabit etkilerin, yani ücret dışı gelir etkisinin modelden arındırıldığını da göstermektedir. Sargan Testi sonuçları ise tahminde kullanılan araç değişkenler uygun ve sağlıklı olduğunu göstermiştir. Bu çerçevede, Türkiye'de 2003- 2011 dönemi için hanelerin ücret gelirlerindeki %1'lik artışın hanelerin işgücü arzlarını (çalışılan toplam süreyi) %0,06 kadar artırmakta olduğu tahmin edilmiştir. Elde edilen işgücünün ücret esnekliğinin yoğunluk marjı tahmin değerinin yazındaki diğer çalışmaların tahmin sonuçlarına yakın değerler almakta olduğu görülmektedir.

Ulaşılan sonuçlar değerlendirildiğinde, Türkiye'de ücret dışı gelirlerin işgücü arzı üzerinde etkili olması nedeniyle, politika yapıcıların belirleyebildiği bazı ücret dışı gelir bileşenlerinin (emekli maaşları, transfer ödemeleri gibi) ve bazı bileşenler üzerinden alınmakta olan vergilerin işgücü arzı üzerinde bir politika aracı olarak kullanılabilirliği görülmektedir. Ayrıca, ücret dışı gelir bileşenlerinin her birinin payı, elde edilen ücret dışı gelir seviyesine göre farklılık

göstermektedir. Bu bağlamda, politika yapıcının kullanmayı tercih ettiği araç, farklı ücret dışı gelir sahibi grupların işgücü arzı üzerinde farklı etkiler yaratma gücüne sahip olmakta, bu durum da işgücü arzının belirlenmesine yönelik politikalarda farklı ücret dışı gelirlere sahip gruplara yönelik farklı politikaların yürütülmesine imkan tanımaktadır. Diğer taraftan, ücretler üzerine konan vergilerin belirlenmesinde, bu durumun işgücü arzı üzerinde yaratacağı etkinin büyüklüğünün bilinmesi ve dikkate alınması, politika yapıcının işsizlik, büyüme ve enflasyon büyüklükleri üzerinde daha belirleyici olma kabiliyetini de beraberinde getirebilecektir. Politika yapıcının uyguladığı faiz politikası da ücret dışı gelirlerin ve dolayısıyla da işgücü arzı üzerinde etkiye sahiptir.

SON NOTLAR

¹Yazında, neoklasik teori çerçevesinde mikro verilerle bireysel işgücü arzı üzerine yapılan çalışmalar, toplulaştırılmış verilerin kullanıldığı makroekonomik çalışmalara göre sayıca daha fazladır. Daha fazla bilgi için (Prescott ve Wallenius, 2012) incelenebilir.

²Mikro veriler, hane bazında toplulaştırılmakta, daha sonra hane bazlı veriler her bir yapay grup itibarıyla ulusal düzeyde toplulaştırılmakta ve bir yapay panel veri seti elde edilmektedir.

³Lucas & Rapping (1969: 730), hane halkına ait varlıklar yerine farklı temsili değişkenler kullanmanın da bu etkinin sifıra yakın olan değerini değişmesine neden olmadığını ve istatistiksel olarak anlamsız sonuçlara neden olduğunu belirtmektedirler.

⁴Bu konuya ilişkin kuramsal tartışma ve yöntem "Yöntem ve Veriler" başlığı altında ele alınmaktadır.

⁵Yapay panel sıralı gruplarının oluşturulmasında ücret dışı gelir değişkeni kullanıldığı için bu değişkenin ayrıca açıklayıcı değişken olarak içerilmesi mümkün olmamaktadır.

⁶Türkiye için işgücü arzının ücret esnekliği üzerine yapılmış çalışma sayısı oldukça kısıtlıdır.

⁷Ya da bileşenlerine ayrılmadan tek bir katsayı olarak tahmin edilmektedir.

⁸Bu iki farklı yaklaşım şu şekilde ifade edilebilir: Büyüme iktisadına ilişkin yazında işgücü arzı genellikle reel ücret düzeyinin inelastik bir fonksiyonu olarak değerlendirilir. Kısa dönemde ise işgücü arzı cari ücret düzeyinde sonsuz esnek varsayılır.

⁹Yoğunluk marjı, çalışmakta olanların ücret değişikliklerinden dolayı çalıştıkları toplam saati ifade etmektedir (Fiorito ve Zanella, 2012: 173).

¹⁰Kapsama marjı, ücret değişikliklerinden dolayı istihdama yeni girenler ve piyasayı terk edenleri kapsamaktadır (Fiorito ve Zanella, 2012: 173).

¹¹Başlangıç varlıklarının etkisi, ücret dışı gelir etkisi olarak da ele alınabilir. Lucas ve Rapping (1969: 730), hane halklarına ait varlıkların yerine bu varlıklardan elde edilen ücret dışı gelirin, transfer ödemelerinin ve diğer ücret dışı gelirlerin kullanılabileceğini belirtmektedir. Lucas ve Rapping (1969: 730), yazında işgücü arzını modelleyen ve açıklayıcı değişken olarak varlıklar yerine ücret dışı gelirlerin kullanıldığı çalışmaların (Bowen ve Finegan (1965) ve Kusters (1966)) sonuçlarına atıfta bulunmaktadır.

$$^{12} \frac{\partial F}{\partial \left(\frac{A}{P}\right)} < 0$$

¹³Çalışmamızda kullanılan orijinal Lucas ve Rapping (1969) Modeli'nden bir farklılık olarak, yapay panel yöntemi gereği, her bir yapay sıralı gruba ait ücret ve işgücü arzı değişkeni, o grupta yer alan hane sayısına oranlanmaktadır. Model bu yönüyle hem kapsama marjını hem de yoğunluk marjını içermemekte, sadece yoğunluk marjını yansıtır bir model haline gelmektedir.

¹⁴Saat olarak haftalık çalışma süreleri ile referans yıl içerisinde çalışılan sürenin çarpımı ile elde edilmiştir.

¹⁵Nitekim, Rees (1970), Lucas ve Rapping (1969)'in çalışmasını eleştirmekte, mevcut işsizliğin tamamen gönüllü işsizlik olarak ele alınmasının post-Keynesyen yazından çok klasik görüşe uygun olduğunu belirtmektedir. Lucas ve Rapping (1972:187) ise Rees (1970)'in bu konudaki eleştirisini haklı bulmakla birlikte, çalışmasında piyasanın tam temizlenmesi varsayımının çalışmanın özüne bir etkisi bulunmadığını belirtmektedir. Yazında, "selection bias" sorununun çözümünde rezervasyon ücreti ile beraber işgücüne katılımın da işgücü arzı ile beraber tahmin edilmesinin anlamlı olacağına dair çalışmalar bulunmaktadır (Cahuc ve Zylberber, 2004; Heckman, 1974, 1979; Blundell & MaCurdy, 1999). Heckman (1974, 1978, 1979), örneklem seçiminde yanlılığı (sample selection bias) düzeltmek üzere bir çözüm üretmiştir. Heckman (1974), örneklem seçiminde yanlılığı kukla bir içsel değişken kullanımının teorik alt yapısını hazırlayıp, rezervasyon ücreti

piyasa ücretinin üstünde kalan bireylerin istihdam edilme olasılığı yardımıyla istihdam "edilme eğilim skoru" hesaplamakta ve regresyon katsayılarının tahmininde bu skoru kullanmaktadır. Çalışmamızda ücret dışı sıralı gelir gruplarına göre bir toplulaştırma kullanılmakta olduğundan Heckman (1974) çözümü uygulanmamakta, çalışmada Lucas (1969)'ün varsayımları geçerli kabul edilmektedir. Yazında, bu varsayımın kullanıldığı önemli başka çalışmalar da bulunmaktadır. Bu çerçevede Heckman ve Macurdy (1982) incelenebilir.

¹⁶Ücret ve yevmiye adı altında aynı olarak elde edilen gelirler dışındaki tüm aynı gelirler de ücret dışı gelire dahil edilmiştir.

¹⁷Tarım sektörü, beklenmedik doğa koşulları, bitkiler ya da hayvanlar üzerinde olumsuz etkiye sahip hastalıklar ve canlılar gibi çok sayıda olumsuz durumdan etkilenmektedir. Çalışmada kullanılan net tarım gelirleri verisi bileşenleri şu şekildedir; (+Hasat edilen ürünlerden elde edilen hasıla, -Hasat edilen ürünlere yapılan masraflar, +Hayvan varlığı envanter değer artışı, +Hayvansal üretimden elde edilen hasıla, -Hayvansal üretim için yapılan masraflar, +Tarımsal araç, gereç ve makinaları işletme dışında işleterek elde edilen net gelir, +Ormancılık, balıkçılık ve avcılıktan elde edilen net gelir) (TÜİK, HHBA; 2011). Bu tanımlamaya göre hasat edilen ürüne yapılan masraflar ve hayvansal üretim için yapılan masrafların gelirleri aştığı durumlarda net tarım geliri eksi değerler almaktadır. Bu durum çalışmamızda belirlenen en düşük ücret gelirinine sahip grupların temel belirleyicisi olarak göze çarpmaktadır.

¹⁸ADF regresyonu; ortalama 0,35 gecikme (BIC belirleyicisi), LR varyansı; Bartlett kernel, 6.00 gecikme (LLC belirleyicisi)

¹⁹ADF regresyonu; ortalama 0,25 gecikme (BIC belirleyicisi), LR varyansı; Bartlett kernel, 6.00 gecikme (LLC belirleyicisi)

²⁰Tablo 3'de görüldüğü gibi enflasyon verisinin yatay kesit değerleri korelasyonu 1'dir.

²¹Panel veri setinin zaman boyutu kısa olduğunda yatay kesit bağımlılığının sorun niteliği taşımadığı sonucuna varılan çalışmalar bulunmaktadır (bkz. Baltagi, 2005).

²²Bu iki farklı yöntemle hesaplanan farklı esneklik katsayılarının aslında bir çelişki içermiyor olduğunu gösteren çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Daha fazla bilgi için Chetty vd. (2011) incelenebilir.

²³Daha önce de ifade belirtildiği gibi, Deaton (1985), yapay panellerde her bir dönem için aynı birime ait verilere ulaşılamayacağından, daha sağlıklı sonuçlara ulaşabilmek için her bir sıralı gruba ait ortalamaların tahmin edilmesinin gerekliliğini belirtmektedir. Yazar, bu yöntemle işgücü arz esnekliği tahminlerinde de bulunmuştur (bkz. Browning,M.; Deaton, A. ve Irish.M. (1985)).

²⁴Yazında Türkiye için işgücü arzının (çalışılan saat) ücret esnekliği tahminini içeren bilimsel yayın sayısı oldukça sınırlıdır. Tunalı ve Başlevent (2010), Türkiye için yıllık çalışılan saat olarak kadın işgücü arzının ücret esnekliğini tahmin etmişler ancak bu konuda tatmin edici bir sonuca ulaşamadıklarını belirtmişlerdir.

²⁵Yazında, çalışmamız yöntemine en yakın çalışma Browning,M.; Deaton, A. ve Irish.M. (1985)'ın çalışmasıdır. Bu çalışmada yazarlar, İngiltere işgücü piyasasına ilişkin 1970 – 1977 yılları arasındaki yatay kesit verileri yapay panel verisine dönüştürmekte ve işgücü arzının Frisch ücret esnekliğini tahmin etmektedirler. Adı geçen çalışmada, yapay panelin oluşturulmasında kullanılan yapay gruplar yaşa göre belirlenmektedir.

²⁶Ücret dışı gelir gruplarına göre oluşturulmuş olan yapay panel veri seti, bu analizin sınınanmasına olanak vermemektedir.

²⁷ILO (2015)'ya göre Türkiye'de kayıtdışı istihdamın toplam istihdama oranı %30,6 olarak tahmin edilmektedir. Amerika Birleşik Devletleri'nde ise kayıtdışı ekonominin büyüklüğü %8 ile %15 aralığındaki çeşitli oranlarda tahmin edilmektedir (Schneider, 2005).

KAYNAKLAR

Altonji, J.G. (1986) "Intertemporal Substitution in Labour Supply: Evidence from Micro Data" *Journal of Political Economy*, 94, 177- 215.

Arellano, M. ve Bond, S. (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations" *Review of Economic Studies*, 58: 277–297.

Arellano, M. ve Bover, O. (1995) "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models" *Journal of Econometrics*, 68: 29–51.

Arellano M. ve Meghir C. (1992) "Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets" *The Review of Economic Studies*, 59(3), 537-559.

Arrufat J.L. ve Zabalza, A. (1986) "Female Labor Supply with Taxation, Random Preferences, and Optimization Errors" *Econometrica*, 54(1), 47-63.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3. baskı). New York: Wiley.

Bargain, O. (2005) "On Modelling Household Labor Supply with Taxation" *IZA Working Paper 1455*, Bonn, IZA.

Bianchi, M., Gudmundsson, B.R. ve Zoega, G. (2001) "Iceland's Natural Experiment in Supply-Side Economics" *The American Economic Review*, 91(5), 1564-1579.

Blau, F. ve Kahn L. (2005) "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980–2000" *NBER Working Paper 11230*, NBER.

Blau, F. D. ve Kahn, L.M. (2006) "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000" *IZA Discussion Paper No. 2180*, IZA.

Blundell, R. ve Bond, S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models" *Journal of Econometrics*, 87: 115–143.

Blundell, R. W., Duncan, A.S. ve Meghir, C. (1998) "Estimating Labour Supply Responses using Tax Policy Reforms" *Econometrica*, 66, 827-861.

Blundell, R. ve MaCurdy, T. (1999) "Labour Supply: A Review of Alternative Approaches". O. Ashenfelter ve D. Card (eds), *Handbook of Labour Economics V.3*. Elsevier.

Blundell, R., Antoine B., ve Guy L. (2011) "Labor Supply and the Extensive Margin" *American Economic Review*, 101(3), 482-86.

Bowen, W. G. ve Finegan, T. A. (1965) "Labor Force Participation and Unemployment" A. M. Ross (eds), *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Berkeley Press.

Browning, M., Deaton, A. ve Irish, M. (1985) "A Profitable Approach to Labor Supply and

- Commodity Demands over the Life Cycle" *Econometrica*, 53, 503 - 543.
- Browning, M., Hansen, L. ve Heckman, J. (1999) "Micro Data and General Equilibrium Models" J.B. Taylor ve M. Woodrord (eds), *Handbook of Macroeconomics V.1*, Elsevier.
- Bull, C. ve Frydman, R. (1983) "The Derivation and Interpretation of the Lucas Supply Function" *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(1), 82 - 95.
- Cahuc, P. ve Zylberberg A. (2004) *Labor Economics*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Chetty, R., Guren, A., Manoli, D. ve Weber, A. (2011) "Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins?" *The American Economic Review*, 101(3), 471-475.
- Deaton, A. (1985) "Panel Data From Time Series of Cross-Sections" *Journal of Econometrics*, 30(1985), 109-126.
- Eissa, D. ve Hoynes, H. W. (1998) "The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples" *NBER Working Papers 6856*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Fiorito, R. ve Zanella, G. (2012) "The Anatomy of the Aggregate Labor Supply Elasticity" *Review of Economic Dynamics*, 15(2). 171-187.
- Fortin, B. ve Guy, L. (1997) "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply" *The Economic Journal*, 107(443), 933 - 955.
- French, E. (2005) "The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour" *Review of Economic Studies*, 72, 395 - 427.
- Ghez, G. ve Becker, G. (1975) "A Theory of the Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle" *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Gruber, J. ve Saez, E. (2002) "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications" *Journal of Public Economics*, 84(1), 1-32.
- Ham, J. C. (1986) "Testing Whether Unemployment Represents Intertemporal Labour Supply Behaviour" *The Review of Economic Studies*, 53(4), 559 - 578.
- Ham, J. C., ve Reilly, K.T. (2002) "Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data" *American Economic Review*, 92(4): 905-927.
- Hansen, G.D. (1985) "Indivisible Labor and the Business Cycle" *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309-327.
- Hansen, G.D. ve Wright, R. (1992) "The Labor Market in Real Business Cycle Theory" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, 2-12.
- Harris, R.D. F. ve Tzavalis, E. (1999) "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed" *Journal of Econometrics*, 91(2), 201-226.
- Hart, M. K. (1987) "Specification Tests of the Lucas-Rapping Model" *The American Economic Review*, 77(3), 442 - 445.
- Heckman, J. (1974) "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply" *Econometrica*, 42(4), 679 - 694.
- Heckman, J.J. (1978) "A Partial Survey of Recent Research on the Labor Supply of Women" *American Economic Review*, 68(2), 200-207.
- Heckman, J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error" *Econometrica*, 47(1), 153 - 161.
- Heckman, J. J. ve MaCurdy, T. E. (1980) "A Life Cycle Model of Female Labour Supply" *Review of Economic Studies*, 47(1), 47 - 74.
- Heckman, J. J. ve MaCurdy, T. E. (1982) "Corrigendum on A Life Cycle Model of Female Labour Supply" *Review of Economic Studies*, 49(4), 659 - 660.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press.
- ILO (2015) *Women and Men in the Informal Economy* http://laborsta.ilo.org/informal_economy_E.html (26.02.2015)
- Jacob, B A. ve Ludwig, J. (2012) "The Effects of Housing Assistance on Labor Supply: Evidence from a Voucher Lottery" *American Economic Review*, 102(1), 272-304.
- Kosters, M. (1966) *Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model*. Santa Monica, California: RAND Corp.
- Kuroda, S. ve Yamamoto, I. (2008) "Estimating Frisch Labor Supply Elasticity in Japan" *J. Japanese Int. Economies*, 22(2008), 566 - 585.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C-S.J. (2002) "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties" *Journal of Econometrics*, 108, 1-22.
- Lucas, R. E., ve Rapping, L. A. (1969) "Real Wages, Employment, and Inflation" *Journal of Political Economy*, 77(5), 721-54.

- Lucas, R. E. ve Rapping, L. A. (1972) "Unemployment in the Great Depression: Is There a Full Explanation?" *Journal of Political Economy*, 80(1), 186 - 191.
- MaCurdy, T. (1981) "An Empirical Model of Labor Supply in Life Cycle Setting" *Journal of Political Economy*, 89, 1059 - 1085.
- Pencavel, J. (2002) "A Cohort Analysis of the Association between Work Hours and Wages Among Men" *Journal of Human Resources*, 37(2), 251-274.
- Pesaran, M. H. (2004) "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels" University of Cambridge, Faculty of Economics, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435.
- Pistaferri, L. (2003) "Anticipated and Unanticipated Wage Changes, Wage Risk and Intertemporal Labour Supply" *Journal of Labour Economics*, 21(3), 729 - 754.
- Prescott, E. C. (2004) "Why do Americans Work so much more than Europeans?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, July, 2-13.
- Prescott, E. C. ve Wallenius, J. (2012) "Aggregate Labor Supply" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 35(2), 2-16.
- Rees, A. (1970) "On Equilibrium in Labor Markets." *Journal of Political Economy*" 78(2), 306 - 310.
- Reynaga, N.C. ve Rendon, S. (2012) "The Frisch Elasticity in Labor Markets with high Job Turnover" *IZA Discussion Papers* 6991, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Rogerson, R. (1988) "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium" *Journal of Monetary Economics*, 21(1), 3-16.
- Roodman, D. (2006) "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference"and "System" GMM in Stata" *Center for Global Development Working Paper Number 103*.
- Saez, E. (2004) "Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960- 2000: Evidence and Policy Implications" *Tax Policy and the Economy*, 18, 117-184.
- Schneider, F. (2005) "Shadow Economies Around the World: What Do We Really Know?" *European Journal of Political Economy*, 21, 598-642.
- Sigeze, Ç. (2012) "Türkiye'de Hanelerin Tüketim Harcamaları: Panel Verilerle Talep Sisteminin Tahmini" Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- Tunalı, İ. ve Başlevent, C. (2010) "Female labor supply in Turkey" Altuğ, S. ve Filiztekin (eds), *The Turkish Economy : the Real Economy, Corporate Governance and Reform* London, Routledge.
- TÜİK (2013) "Eşdeğer Hanehalkı Kullanılabilir Gelire Göre Gini Katsayısı" http://www.tuik.gov.tr/PrelstatistikTablo.do?istab_id=1601. (05.01.2013).
- TÜİK HHBA (2003 - 2011). "Hanehalkı Bütçe Anketi Mikro Verileri", TÜİK, Ankara.
- Ziliak, J.P.ve Kniesner, T.J. (1999) "Estimating Life Cycle Labor Supply Tax Effects" *Journal of Political Economy*, 107(2), 326-359.