

-ARAŞTIRMA MAKALESİ-

BEŞERİ SERMAYE TAHMİNİ: GİZLİ DEĞİŞKEN YAKLAŞIMI¹Nilcan ALBAYRAK² & Zehra ABDİOĞLU³**Öz**

Beşeri sermaye bir ülkenin iktisadi büyüme performansını açıklamada önemli bir rol oynamaktadır. Literatürde beşeri sermayenin bireysel düzeyde sayısal ölçümüne yönelik farklı yaklaşımlar önerilmiş, çapraz ülke düzeyinde eğitim stokuna dayalı farklı ölçümler ya da yine çapraz ülke düzeyinde beşeri sermayenin kısıtlı bileşenlerinin ortalamalarına dayalı yeni ölçümler geliştirilmiştir. Bu yaklaşımlar arasında gizli değişken yaklaşımı, beşeri sermayenin karmaşık, çok yönlü, doğrudan gözlenemeyen ve kesin olarak ölçülemeyen bir olgu olduğunu yani istatistiksel olarak beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğunu önermektedir. Bu çalışmanın amacı, gizli değişken yaklaşımını benimseyerek Türkiye ekonomisi için 81 il kapsamında 2008-2013 dönemi panel verileri ile makroekonomik düzeyde bir beşeri sermaye endeksi oluşturmaktır. Bu doğrultuda çalışmada gizli değişken tahmin yöntemlerinden Doğrulamalı Faktör Analizi ve Çoklu Gösterge-Çoklu Neden Modelleri kullanılmıştır. İller için kurulan model tahminleri eğitim değişkenlerinin beşeri sermayeyi belirlemede iyi birer gösterge olduklarını bir kez daha göstermiştir. Çoklu Gösterge-Çoklu Neden model tahminlerine göre en yüksek etkiye sahip eğitim değişkeni ortaöğretim okullaşma oranı iken; Doğrulamalı Faktör Analizi model tahmin sonuçlarına göre en yüksek etkiye sahip eğitim değişkeni üniversite mezun oranı olmuştur. İller bazında beşeri sermaye endeksi değerleri incelendiğinde 2008 yılı için İstanbul, Ankara ve İzmir ilinin hem Doğrulamalı Faktör Analizi hem de Çoklu Gösterge-Çoklu Neden modellerinde beklenildiği üzere beşeri sermaye endeksi değerleri bakımından öncü oldukları, bu illeri Eskişehir, Bursa, Konya ve Adana illerinin takip ettiği tespit edilmiştir. En düşük beşeri sermaye endeksine sahip iller ise Iğdır, Hakkari, Şırnak, Kilis, Bayburt, Tunceli ve Ardahan olarak sıralanmaktadır. Çalışmada elde edilen 2008-2013 dönemi iller ortalaması beşeri sermaye endeksi değerleri Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı tarafından hesaplanan İnsani Gelişmişlik Endeksi ile karşılaştırıldığında, ilgili endeks değerlerinin aynı yönlü bir eğilime sahip oldukları saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Beşeri Sermaye, Gizli Değişken, Doğrulamalı Faktör Analizi, Çoklu Gösterge-Çoklu Neden.*

JEL Kodu: *J24, E24, C30, C38.*

Başvuru: *25.12.2018*

Kabul: *15.02.2020*

1- Bu çalışma, Nilcan Albayrak'ın "Türkiye'de Beşeri Sermaye Ölçümü: Gizli Değişken Yaklaşımı" başlıklı doktora tezinden (Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2018) üretilmiştir.

2- Dr. Öğr. Üyesi, Ardahan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Ardahan/Türkiye, nilcanalbayrak@ardahan.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-4065-4768>

3- Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Trabzon/Türkiye, maras@ktu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-1653-2840>

ESTIMATION of HUMAN CAPITAL: LATENT VARIABLE APPROACH⁴

Abstract

Human capital plays an important role in explaining the economic growth performance of a country. Alternative approaches for numerical measurement of human capital have been proposed in the literature. One of these approaches, the latent variable approach, suggests that human capital is a complex, multifaceted, directly unobservable and undetectable concept. In other words, it suggests that human capital is a latent variable. The aim of this study is to create a macroeconomic human capital index within the scope of the latent variable approach by using panel data covering 81 provinces in Turkey the period from 2008 to 2013. Confirmatory factor analysis and multiple indicator-multiple cause models were used in this study. The findings obtained for the provinces show that education variables are the best indicators for determining human capital. According to the multiple indicator-multiple cause models, the most effective education variable is the secondary school enrollment rate. The results of the confirmatory factor model demonstrate that the most effective education variable is the university graduate rate. Two approaches demonstrate that Istanbul, Ankara, and Izmir are the pioneers in terms of human capital index values and that these provinces are followed by Eskişehir, Bursa, Konya, and Adana. The provinces with the lowest human capital index are Iğdır, Hakkari, Şırnak, Kilis, Bayburt, Tunceli, and Ardahan. In this study, by comparing provinces average of human capital index with the human development index calculated by the United Nations Development Program, it was determined that the related index values have a similar trend.

Keywords: Human Capital, Latent Variable, Confirmatory Factor Analysis, Multiple Indicator-Multiple Cause.

JEL Codes: J24, E24, C30, C38.

'Bu çalışma Araştırma ve Yayın Etiğine uygun olarak hazırlanmıştır.'

1. GİRİŞ

Beşeri sermaye işgücünün sahip olduğu kaynak ya da varlık olarak nitelendirilen beceriler olarak tanımlanmaktadır. Diğer bir tanımla beşeri sermaye, bireysel, sosyal ve ekonomik refahın oluşmasını sağlayacak bilgi, beceri, yetenek ve niteliklerin bireylerde dış vurması olarak ifade edilmektedir (OECD, 2001). Beşeri sermaye teorisine uygun olarak, ekonomik büyüme ile pozitif ve güçlü bir ilişkisi olan ulusal beşeri sermaye, bir ülkenin sahip olduğu nüfusun eğitim, sağlık ve mesleki niteliklerin (iş deneyimi) birleşiminden oluşmaktadır.

Bir kişinin eğitim ve deneyim düzeyinin kendi (emek) gelirini belirlediğini savunan beşeri sermaye teorisi, eğitilmiş bir nüfusun üretken bir nüfus olduğu savına dayanmaktadır. Theodore W. Schultz, beşeri sermaye teorisini, mesleki ve teknik eğitim sürecinde insanların sermaye olarak elde ettiği bilgi ve beceriler olarak tanımlamıştır. Böyle bir sermaye, iyi düşünülmüş yatırımların bir ürünüdür ve gelir yaratır. Gelir fonksiyonları eğitime yapılan yatırımı analiz etmede iyi bir araç olarak görülmektedir. Ancak beşeri sermayeyi tam anlamıyla yansıtmada yeterli değildir. Çünkü bu fonksiyonlar beşeri sermayenin gözlemlenemeyen bileşenlerini yeterince yansıtmamaktadır. (Di Bartolo, 1999).

4- The Extended English Summary is located below the Turkish article.

Beşeri sermaye kavramı, uzun yıllardır gerek ampirik gerekse teorik literatürde tartışma konusu olmuştur. Özellikle bilgi ve teknoloji yoğun üretimin hız kazanmasıyla literatürde beşeri sermayenin uzun dönem sürdürülebilir büyüme sürecindeki öneminin arttığı görüşü kabul görmeye başlamıştır. Bu görüşü değerlendirebilmek için beşeri sermaye girdilerinin bir ölçümüne ihtiyaç vardır. Fiziksel sermayenin ölçümüne yönelik genel kabul görmüş yöntemler mevcutken, beşeri sermaye için standart bir ölçü söz konusu değildir.

Literatürde beşeri sermayenin ölçümüne yönelik farklı yaklaşımlar önerilmiştir. Bu ölçümlerden biri insanın “yetiştirilmesinde” ortaya çıkan gerçek maliyetleri tahmin eden maliyet yaklaşımıdır. Maliyet yaklaşımını benimseyerek beşeri sermaye tahmini yapan birçok öncü çalışma (Schultz, 1960; Kendrick, 1976; Eisner, 1985) mevcuttur. Bunun yanında sermaye değeri üretim maliyetine bağlı olarak değil, talebe göre belirleneceğinden maliyet yaklaşımı ile çapraz ve zamansal karşılaştırmalar güvenilirliğini kaybetmiştir. Bir diğer beşeri sermaye ölçüm yöntemi, bir bireyin gelecekteki gelir akışının bugünkü değerini tahmin etmeye dayalı gelir yaklaşımıdır. Gelir yaklaşımını benimseyerek, bir bireyin parasal değerini tahmin etmek için yapılan ilk çalışmalardan biri S. William Petty (1691)’e aittir. Diğer yandan gelir yaklaşımına yönelik ilk gerçek bilimsel prosedür William Farr (1853) tarafından tasarlanmıştır. Petty (1691) ve Farr (1853)’ün beşeri sermayenin değerlendirilmesine olan ilgileri kamu maliyesine verdikleri öneme dayanmaktadır. Farr (1853)’ı takiben günümüze kadar gelire dayalı yaklaşım ile beşeri sermaye ölçümü yapan çalışmalar (Dublin ve Lotka, 1930; Jorgenson ve Fraumeni, 1989, 1992; Mulligan ve Sala-i-Martin, 1997; Koman ve Marin, 1997; Laroche ve Mérette 2000; Gu ve Wong, 2010) literatürde yerini almıştır. Gelir yaklaşımı modeli, ücretlerdeki farklılıkların üretkenlik farklılıklarını doğru bir şekilde yansıttığı varsayımına dayanmaktadır. Ancak uygulamada ücretler başka sebeplerden dolayı değişebilir. Bu koşullar altında, beşeri sermayenin gelire dayalı ölçümleri yanlı olacaktır. Ayrıca gelire dayalı yaklaşım aynı cinsiyet ve eğitime sahip bireyler arasında donanım çeşitliliğine izin vermediği için yetenek yanlılığı içerdiği nedeniyle de eleştirilmiştir (Dagum ve Slotte, 2000; Oxley vd. 2008).

Literatürde artık yaklaşımı olarak ifade edilen bir diğer beşeri sermaye ölçüm yöntemi Dünya Bankası (2006 ve 2011) çalışmalarında kullanılan ve sermaye stoku ömrünün üzerinde devredecek faydaların iskonto edilmiş değerinin sermaye malının mevcut parasal değerine eşit olacağını varsayan bir yaklaşımdır. Beşeri sermaye ölçümüne yönelik bu yaklaşımlara ek olarak literatürde beşeri sermayeyi temsil etmek üzere yetişkin okuma yazma oranı, okul kayıt oranı, ortalama okullaşma yılı, okulu bırakma oranı ve çeşitli öğrenim düzeyi kategorilerindeki nüfus dağılımından alınan diğer ölçümler gibi eğitim göstergeleri; uluslararası kuruluşların düzenlemiş olduğu Uluslararası Öğrenci Değerlendirmesi Programı (Programme for International Student Assessment, PISA), Yetişkinler İçin Yeterlilikler Değerlendirme Programı (Programme for International Assessment of Adult Competencies, PIAAC), Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması (Trends in International Mathematics and Science Study, TIMSS), Uluslararası Okuma Becerileri Projesi (The Project of International Reading Language Skills, PIRLS) gibi test skorları ile Beşeri Sermaye Donanımı (Human Capital Endowment) ölçüsü, Küresel Beşeri Sermaye Endeksi (Global Human Capital Index, GHCI) ve İnsani Gelişmişlik Endeksi (Human Development Index, HDI), Penn World Table’da yayınlanan beşeri sermaye endeksi gibi göstergeler temsilci (proxy) olarak sıklıkla kullanılmıştır. Bu ölçümlerin aritmetik, mantıksal ve analitik akıl yürütme ve bilimsel ve teknolojik bilgi

gibi temel seviyenin önüne geçen beşeri sermaye göstergesinin birçoğunu kaçırdığından beşeri sermayeyi temsilen temsilci kullanılması sınırlı bir yaklaşımdır (UNECE, 2016).

Beşeri sermaye tahminine yönelik olarak Dagum ve Slottje (2000), çeşitli yöntemleri birleştirerek beşeri sermayeyi boyutsuz bir gizli (latent) değişken olarak tanımlamıştır. Gelir, varlık ve borçtan farklı olarak beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğu vurgusu yapılarak bu değişkenin istatistiksel yöntemlere dayalı olarak tahmin edilmesi gerektiği görüşü paylaşılmıştır (Dagum, 1994; Dagum ve Vittadini, 1996; Dagum, 1999a, 1999b; Dagum ve Slottje, 2000; Dagum vd., 2003a, 2003b). Bu yöntem ile tahmin edilen gizli değişkenler beşeri sermaye için sadece bir temsilci endeks sayısı olmayan parasal değer hesabına dönüştürülmekte ve sonuçta beşeri sermaye ortalama değeri hesaplanmaktadır. Lovaglio ve Folloni (2011), Dagum ve Slottje (2000)'i takiben, Schultz (1961), Mincer (1970) ve Becker (1975) gibi yazarların beşeri sermaye kavramı üzerinde titizlikle çalıştıklarını, beşeri sermaye oluşumu ve birikiminin ana kaynaklarını analiz ettiklerini ancak bu yazarların beşeri sermayenin sayısal ölçümüne dair bir girişimde bulunmadıklarını ifade etmişlerdir. OECD'nin beşeri sermaye tanımından hareketle bu kavramın doğrudan gözlenemeyen ve bireylerin ya da hane halklarının birleşimlerinin toplamı olarak kesin bir şekilde ölçülemeyen farklı soyut boyutlar ile karmaşık bir olgu olduğunu ifade ederek, istatistiksel olarak beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğu fikrini desteklemişlerdir. Ayrıca bu yöntem gizli değişken olarak beşeri sermayenin mikroekonomik ölçümü ile nüfusun ortalama beşeri sermayesinin makroekonomik tahminini birleştirmiştir. Bu birleşim beşeri sermaye tahminine sağlam bir istatistiksel destek sağlamıştır (Dagum ve Slottje, 2000).

Beşeri sermayenin gizli değişken olarak ele alındığı çalışma sayısının yetersiz olması ve Türkiye için literatürdeki ilgili boşluğu doldurmak amacıyla bu çalışmada, gizli değişken yaklaşımı ile beşeri sermaye rakamlarının tahmin edilmesi amaçlanmıştır. Daha kapsamlı ulusal beşeri sermaye ölçümünün geliştirilmesi bu eksikliklerin üstesinden gelmek için önemli bir adım olabilir. Bu ihtiyaç doğrultusunda çalışmada, Türkiye için beşeri sermaye yapısının birçok yönünü ele alan daha kapsamlı bir beşeri sermaye endeksi oluşturulmaya çalışılmıştır. Böyle bir ölçüm ile beşeri sermayenin daha iyi bir şekilde temsil edilmesi, anlaşılmasına öncülük edilmesi ve aynı zamanda etkin ulusal beşeri sermaye politikalarına katkıda bulunulması amaçlanmıştır. Ayrıca bu ölçüm işletmelerin, eğitim sağlayıcıların ve sivil toplum kuruluşlarının odak ve yatırımları için kilit alanları belirlemesine yardımcı olabilir (World Economic Forum, 2015). Çalışmanın ikinci bölümü, beşeri sermayenin ölçümüne yönelik yapılan literatür çalışmalarından; üçüncü bölümü, kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntemle ilişkin bilgilerden; dördüncü bölümü, analizler sonucu elde edilen bulgular kısmından ve son olarak beşinci bölümü sonuç ve tartışmadan oluşmaktadır.

1.1. Literatür Taraması

Literatürde farklı beşeri sermaye ölçüm yöntemlerini kullanarak yapılan çeşitli çalışmalar yer almaktadır. Bu çalışmalar gösterge/endeks yaklaşımı ve gelir yaklaşımı üzerinde yoğunlaşmakla beraber birçoğu mikro düzeyde yapılmıştır.

Barro ve Lee (1993), 129 ülke itibarıyla 1960-2000 dönemi beş yıllık aralıkları kapsayan, nüfus sayımı verilerini ve okul kayıt oranlarını birleştiren bir eğitim göstergesi oluşturmuşlardır. Nüfus sayım verilerinin mevcut olmadığı yıllardaki kazanım

düzeylerini tahmin etmek için, mevcut sayım gözlemleri ile yakın (ileri veya geri) kıyas gözlemlerinden gelen değişiklikleri tahmin etmede kullanılabilen sürekli envanter yöntemi arasında bir ara değerlendirme birleşimi kullanmışlardır. Barro ve Lee çalışmasında, 25 yaş üstü nüfusun ortalama eğitim yıllarının yanında her eğitim düzeyine (ilköğretim, ortaöğretim, üniversite) ulaşmış ve tamamlamış kadın ve erkek nüfusu konusunda da bilgi vermektedirler. Barro ve Lee (1993) daha sonra Barro ve Lee (1996, 2001, 2010) çalışmalarında, önceki çalışmalarının bir güncellemesini sunmuşlardır.

Tallman ve Wang (1994), iki farklı ağırlık seti kullanarak eğitimsel kazanımın belirteci olan çalışan nüfusun eğitime kayıt düzeyleri toplanarak, iki beşeri sermaye endeksi hesaplayan bir teknik geliştirmiştir. Eğitimsel kazanım endeksi-1, eğitimsel kazanım ölçümleri olan ilkokul, lise ve üniversite düzeylerinin sırasıyla 1, 1,2 ve 2 ağırlıkları ile ağırlıklandırılmasının toplamıdır. Endeks-2 ise aynı eğitim düzeylerinin sırasıyla 1, 2, 4 ile ağırlıklandırılıp toplanması ile elde edilmiştir. Bu eğitim başarı endeksleri daha sonra etkin emek girdisini artırmak için de kullanılmıştır.

Nehru vd. (1995), bazı gelişmiş ve gelişmekte olan 85 ülke için 1960-1987 dönemine ait beşeri sermaye stoku veri seti oluşturmaya çalışmışlardır. 15-64 yaş nüfusun ilköğretim, ortaöğretim ve üniversite eğitim yılı verileri kullanılarak eğitim stokunu göz önünde bulundurmışlar ve yaparak öğrenme gibi kayıt verilerine ulaşamayan değişkenleri ihmal etmişlerdir. Gelişmekte olan bölgelerde, ortalama eğitim stokunun büyük kısmı ilkokul eğitiminden kaynaklanmaktadır; ortaöğretim okullarında öğrenim yıllarının ortalamasının 1'den az olduğu tespit edilmiştir. Aynı zamanda, ortalama eğitim stokunun en hızlı büyüyen parçaları üniversite ve ortaöğretim bileşenleri olmuştur. Genel olarak, Latin Amerika ve gelişmekte olan Avrupa gibi, ortalama eğitim stokunun yüksek olduğu bölgelerde stok büyümesinin düşük; Sahra altı Afrika'da olduğu gibi ortalama stok seviyesinin düşük olduğu bölgelerde stok büyümesinin hızlı olduğu saptanmıştır.

Koman ve Marin (1997), gelire dayalı ölçüm yaklaşımını kullanarak Avusturya ve Almanya için 1960-1997 dönemi itibariyle bir beşeri sermaye stoku ölçümü önermişlerdir. Bu ölçüm en yaygın kullanılan beşeri sermaye ölçüsü olan ortalama okullaşma yılından farklılık göstermektedir. Ücret ve gelir ağırlıklı beşeri sermaye ölçümünün her iki ülkedeki ortalama eğitim yıllarına göre iki katından daha hızlı arttığı ortaya çıkmıştır.

Laroche ve Mérette (2000), Kanada'nın beşeri sermaye stoku için 1971-1996 dönemi itibariyle bitirilen eğitim düzeyi ve çalışma tecrübesini dikkate alan emek gelirene dayalı bir ölçüm sunmuşlardır. Çalışmada ortalama okullaşma yılını temel alan beşeri sermaye ölçümlerinin aksine işçiler arasındaki verimlilik farklılığının eğitim kazanımı farklılıklarına orantılı olduğu varsayılmamaktadır. Eğitim düzeyi lise ve ortaokul mezunlarının yıllık nüfus sayım verilerine ilişkin girdiler kullanılarak, altı yaş grubu ve altı eğitim düzeyine göre ayrılarak ölçülmüştür. Sürekli envanter yöntemi kullanılarak hesaplanan Kanada beşeri sermaye stoku, eğitim göstergelerine göre, herhangi bir diploma ya da sertifika sahibi olmayanların çalışma yaş payı zaman içinde azalmıştır. Kanada'nın toplam aktif beşeri sermaye stoku 1976'dan itibaren yaklaşık %45 oranında artmıştır.

Dagum ve Slottje (2000), standardize gizli bir değişken olarak beşeri sermayenin mikroekonomik ölçümünü ekonomik birimlerin ortalama beşeri sermayelerinin makroekonomik ölçümü ile birleştirmişlerdir. Beşeri sermayenin gizli bir değişken

olduğunu kabul ederek, Wold (1982) yönteminden yola çıkarak gizli değişken tahmininde kısmi en küçük kareler yönteminden yararlanmışlardır. Ayrıca ileriye dönük tahmin yöntemi ile bireysel beşeri sermaye gizli bir değişken olarak tahmin edilmiştir. ABD 1983 yılı hanehalkı gelir ve servet anketi verilerinden yararlanarak hanehalkı reisinin yaşlara göre ortalama beşeri sermayeleri ve hanehalkı nüfusunun ortalama beşeri sermayeleri tahmin edilmiştir. 1983 yılı hanehalkı ortalama beşeri sermaye iskonto oranı 0,06 iken yaklaşık 284 bin dolar olarak, iskonto oranı 0,08 iken ise yaklaşık 239 bin dolar olarak hesaplanmıştır.

Di Bartolo (2000), beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğunu kabul ederek yapısal eşitlik yöntemleri aracılığıyla ABD ve Kanada için 1994 ve İtalya için 1995 yılı verilerini kullanarak beşeri sermaye ölçümü tahmin etmiştir. Genellikle deneyim olarak yorumlanan yaş değişkeninin ABD ve İtalya beşeri sermayesi ile anlamlı bir ilişkiye sahip olduğu ancak Kanada için anlamlı bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. Yaşanılan yerin beşeri sermaye üzerindeki etkisi her üç ülke için anlamlı bulunmuştur. ABD ve Kanada için cinsiyet faktörünün gelir ve beşeri sermaye üzerinde anlamlı ve negatif yönlü bir etkisinin olduğu ancak İtalya için böyle bir etkisin söz konusu olmadığı tespit edilmiştir. Eğitim yılının beşeri sermaye verimliliği için çok iyi bir gösterge olmasına karşın gizli değişken olarak beşeri sermayenin ölçülmesinde tek başına kullanılmaması gerektiği ifade edilmiştir.

De la Fuente ve Domenéch (2000), 21 OECD ülkesi için 1960-1990 dönemi itibarıyla Barro ve Lee (1996) veri setinin geliştirilmiş bir versiyonunu oluşturmayı amaçlamışlardır. Çalışmada her eğitim düzeyine (okuma yazma bilmeyen, ilköğretim, alt ve üst orta öğretim ve iki yüksek eğitim seviyesi) başlamış (bitirmiş olması gerekmiyor) 25 yaş ve üstü nüfus kesimi için tahminler önermeyi amaçlamışlardır. Elde edilen revize edilmiş verinin büyüme modellerinde Barro ve Lee (1996) ve Nehru vd. (1995) çalışmalarında elde edilen serilerden daha iyi performans gösterdiği belirtilmiştir.

Wei (2001), ömür boyu gelir yaklaşımını benimsediği çalışmasında beşeri sermaye stoku için bir ölçüm geliştirmiştir. 1981, 1986, 1991 ve 1996 yılları Avustralya nüfus sayım verilerini kullanarak 410 yaş/cinsiyet/eğitim grubu için ömür boyu emek piyasası gelirlerini hesaplamıştır. Her yaş / cinsiyet / eğitim grubunda yıllık brüt gelir, istihdam oranı ve okul kayıt oranı değişkenleri elde edilmiştir. Elde ettiği sonuçlar, Avustralya'da beşeri sermaye stokunda belirgin bir artış olduğunu göstermiştir.

Jeong (2002), beşeri sermaye girdisi için emek gelirine dayalı bir ölçüm yöntemi önermiş ve 45 ayrı ülke ekonomisi için uygulayarak karşılaştırmıştır. Her ülke için toplam beşeri sermaye girdisi toplam emek gelirinin o ülkedeki endüstri işçilerinin ortalama gelirine bölünerek elde edilmiştir. Ücret verileri kullanılarak yapılan hesaplamalar sonucunda düşük gelirli ülkelerin üretimde yüksek gelirli ülkelere kıyasla daha az beşeri sermaye girdisi kullandıkları tespit edilmiştir. Beşeri sermaye girdisi düşük ve yüksek gelirli ülkelerde 2.2 ile 2.8 arasında değişkenlik göstermektedir.

Vittadini vd. (2003), beşeri sermayenin hanehalkı dağılımı tahmini için bir yöntem önermişlerdir. İstatistiksel olarak bakıldığında beşeri sermayenin gizli bir değişken olarak tanımlanmakta ve gözlenen karışık gösterge seti ile path analizi yöntemi yardımıyla hesaplanmaktadır. 4.103 hane halkının 1983 Federal Rezerv Araştırması'nı kullanarak, beşeri sermaye skorlarını ve dağılımını hesaplamışlardır. Vittadini vd. (2003)'nin

önerdikleri yeni yöntemde beşeri sermaye tanımı hem ailelerin yatırım miktarlarını hem de onun gelir üzerindeki etkilerini içerdiğinden ekonomik konuların önemini daha fazla kapsamaktadır.

Abassinejad (2005), İran'ın Tahran ilinin beşeri sermaye düzeyi ve dağılımını Dogum'un gizli değişken yönteminden yararlanarak 2000 yılı için tahmin etmiştir. İkamet bölgesi, hanehalkı reisinin cinsiyeti, yaşı, okur-yazar durumu, eğitim yılı, medeni durumu, tam zamanlı çalışma süresi, eşin tam zamanlı çalışma süresi ve cinsiyeti ile toplam servet ve çocuk sayısı gibi değişkenlerin beşeri sermaye üzerinde pozitif yönlü ve anlamlı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ortalama beşeri sermaye parasal değer dağılımı, iskonto oranının 0.13 olarak alındığı durumda yaklaşık 250 milyon dolar, iskonto oranının 0.15 olarak alındığı durumda ise yaklaşık 224 milyon dolar olarak hesaplanmıştır.

Cohen ve Soto (2007), beşeri sermayeye ilişkin geniş ülke gruplarını kapsayan yeni nitelikli bir veri seti önermişlerdir. Veri setini oluştururken kendilerinden önceki çalışmalardan farklı olarak bireylerin yaşlarına göre eğitim düzeyleri hakkındaki bilgilerinden de faydalanmışlardır. Cohen ve Soto (2007) sürekli envanter yöntemini kullanarak 95 ülke için 1960-2010 dönemi onar yıllık aralıklar ile ortalama eğitim yılı veri seti oluşturmuşlardır.

Vittadini ve Lovaglio (2007), Dagum ve Slotje (2000) yaklaşımının beşeri sermaye yatırımının etkilerini açıklamamakta ve ekonomik tanımını göz ardı ettiğini ifade ederek hanehalkı beşeri sermayeyi standardize gizli bir değişken olarak tahmin etmek amacıyla geliştirilmiş istatistiksel bir yöntem önermişlerdir. Yeni yöntem ile elde edilen sonuçların daha avantajlı olduğunu açıkça ortaya koyabilmek amacıyla Dagum ve Slotje (2000) çalışmasında kullanılan, ABD 1983 yılı hanehalkı gelir ve servet anketi verileri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, hanehalkı reisinin ve eşinin eğitiminin beşeri sermaye üzerinde pozitif yönlü ve önemli düzeyde anlamlı bir etkisi vardır. Yine hanehalkı reisinin yaşının beşeri sermaye üzerindeki etkisi pozitif yönlü ve anlamlı çıkmıştır.

Öz vd. (2008), beşeri sermayenin bileşenleri olan eğitim ve sağlık ile işgücüne ilişkin değişkenleri kullanarak Türkiye ve AB üyelerinin karşılaştırmasını Kümeleme Analizi yöntemi kullanarak yapmışlardır. Eğitim göstergeleri dikkate alınarak yapılan kümeleme analizi sonuçlarına göre Türkiye, Yunanistan ile aynı kümede yer almış, sağlık göstergelerine göre yapılan karşılaştırma sonuçları, Türkiye'nin diğer AB ülkelerinden ayrı olarak tek başına bir kümede yer aldığını göstermiştir. Son olarak işgücü göstergelerine göre yapılan karşılaştırma sonuçlarına göre, Türkiye yine tek başına bir küme oluşturmuştur.

Li vd. (2014), 1985-2010 dönemi itibarıyla Çin için iller düzeyinde beşeri sermaye ölçümü üzerine bir panel veri tanıtmışlardır. Jargonson ve Fraumeni yaşam boyu gelir yaklaşımını kullanarak geleneksel ölçümlerden daha kapsamlı bir beşeri sermaye ölçümünü Çin verilerine uygulamışlardır. Çalışmada 22 il için 1985-2010 dönemi beşeri sermaye verisi elde edilmiştir. Ayrıca çalışma toplam, kişi başına, toplam işgücü ve ortalama işgücü beşeri sermaye verisini içermekte ve bunun yanında veri her il için kent/kır, eğitim, yaş ve cinsiyet gruplarına göre ayrılmıştır. Elde edilen yeni verinin kullanılabilirliğini test etmek amacıyla geleneksel üretim fonksiyonu tahmin edilmiş ve verilerin beklentilere uygun bir performans gösterdiği tespit edilmiştir.

Balcerzak ve Pietrzak (2016), beşeri sermayenin niteliğindeki değişimleri belirleyen değişimleri beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğunu varsayarak CFA yöntemi ile 24 AB üyesi ülke ve 2004-2013 dönemi için tespit etmeye çalışmışlardır. Analiz sonuçları belirlenen tüm dışsal model parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ve bu sonucun tüm gözlenen değişimlerin beşeri sermayenin niteliği için doğru bir şekilde belirlendiğini göstermiştir. Beşeri sermayenin niteliğini belirlemede en güçlü etkiye sahip değişkenin toplam inramural Ar-Ge harcamalarına ait olduğu ve onu eğitim ve öğretime katılım oranının izlediği, en zayıf etkiye sahip değişkenin ise bilim ve teknoloji mezunu sayısına ait olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada faktör skor ağırlıklarından yararlanarak çalışmaya konu ülkeler için 2004 ve 2013 yılları beşeri sermaye düzeyleri hesaplanmıştır. Sonuçlar AB eski ve yeni üyeleri arasındaki beşeri sermaye farklılığını ortaya koymuştur.

Balcerzak (2016), AB üyesi ülkeler için beşeri sermaye niteliğinin çok ölçütlü analizini makroekonomik düzeyde çok ölçütlü karar verme analizi yöntemi ile yapmayı ve beşeri sermaye niteliği için bir girdi verisi sağlamayı amaçlamıştır. 26 kontrol değişkeni belirlenmiş ve Hellwing (1972) yaklaşımından yararlanarak bu değişkenlerden istatistiksel kriterleri sağlayan 6 değişken olduğu tespit edilmiştir. Beşeri sermaye niteliği için ekonomik kalkınmanın taksonomik (sınıflayıcı) ölçü değerleri tahmin edilmiştir. 2001-2012 dönemi itibarıyla İskandinav ülkelerin beşeri sermaye niteliği açısından lider olduğu, Macaristan, Romanya, Yunanistan ve Bulgaristan gibi ülkelerin beşeri sermaye niteliği için ekonomik kalkınmanın taksonomik ölçü değerlerinin ise en düşük olduğu tespit edilmiştir.

Beşeri sermaye ölçümü üzerine yapılan çalışmalar genel olarak değerlendirilecek olursa literatürde beşeri sermaye daha çok eğitime dayalı gösterge yaklaşımı ile farklı ülkeler kapsamında ölçülmüş ve bunu ömür boyu gelir yaklaşımına dayanan çalışmalar takip etmiştir. Beşeri sermayenin gizli değişken yaklaşımı ile ölçümüne dayalı çalışmalar ise sınırlı sayıdadır.

2. YÖNTEM

Bu çalışmada, çok sayıda farklı değişken tarafından temsil edilen beşeri sermayenin makroekonomik düzeyde ölçümü amaçlanmıştır. Beşeri sermayenin ölçümü 81 il bazında 2008-2013 dönemi için gerçekleştirilmiştir. Analizlerde kullanılan değişkenler Türkiye İstatistik Kurumu bölgesel istatistiklerinden derlenmiştir.

Tablo 1: Kullanılan Panel Veri Değişkenlerinin Tanımı

Kategori	Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Açılımı
Ekonomik	İKO	İşgücüne Katılım Oranı
	İO	İşsizlik Oranı
	İSO	İstihdam Oranı
	KBGSYH	Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
Eğitim	OYBmS	Okuma-Yazma Bilmeyen Sayısı
	OYBmO	Okuma-Yazma Bilmeyen Oranı
	NOOO	Ortaöğretim Okullaşma Oranı, Net
	BOOO	Ortaöğretim Okullaşma Oranı, Brüt
	ÖLO	Üniversite Okuyan Sayısı
	ÖLM	Üniversite Mezun Sayısı
	LMS	Ortaöğretim Mezun Sayısı
	DMS	Doktora Mezun Sayısı
	LMO	Ortaöğretim Mezun Oranı
	ÖES	Öğretim Elemanı Sayısı
	PS	Profesör Sayısı
	YFMO	Üniversite Mezun Oranı
Sağlık	BÖ	Toplam Bebek Ölümleri
	THS	Toplam Hekim Sayısı
	SMS	Sağlık Memuru Sayısı
	TSK	Toplam Sağlık Kurumu
	TYS	Toplam Hastane Yatak Sayısı
	SBKS	Sağlık Bakanlığına Ait Kurum Sayısı
	YKBYS	Yüz Bin Kişi Başına Hastane Yatak Sayısı

Tablo 1'deki değişkenlerin kategorik alanlarına dikkat edildiğinde beşeri sermayenin tahmin edilebilmesi açısından eğitim, sağlık sektörü, ekonomik büyüme ve işgücü piyasası önem arz etmektedir. Bu alanlar bir ülkenin bilgi temelli ekonomi gerçeğinde rekabet etme yeteneklerini etkilemektedir. İller kapsamında işgücü istatistiklerine ait verilerin 2008-2013 dönemi itibarıyla mevcut olması nedeni ile tüm değişkenler için dönem 2008-2013 olarak kısıtlanmıştır. Tablo 1'de kişi başına gayri safi yurtiçi hasıla, okuma-yazma bilmeyen sayısı, üniversite okuyan sayısı, ortaöğretim mezun sayısı, öğretim elemanı sayısı, profesör sayısı, toplam bebek ölümleri, toplam hekim sayısı, sağlık memuru sayısı, toplam sağlık kurumu, toplam hastane yatak sayısı, sağlık bakanlığına ait kurum sayısı, yüz bin kişi başına hastane yatak sayısı değişkenlerinin doğal logaritmaları alınarak analizlere katılmıştır.

Çalışmada çok değişkenli bir olgu olan beşeri sermayenin gizli bir değişken olduğu varsayılarak ölçümünde Yapısal Eşitlik Modellemesi yönteminin uygulanması önerilmiştir. Beşeri sermayenin ölçümünde öncelikle en uygun değişkenlerin ve modelin belirlenmesi

gerekmektedir. Bunun için ilk olarak Balcerzak ve Pietrzak (2016) çalışmalarında önerdiği gibi Doğrulayıcı Faktör Analizi'nden daha sonra ise Çoklu Gösterge-Çoklu Neden modelinden yararlanılmıştır.

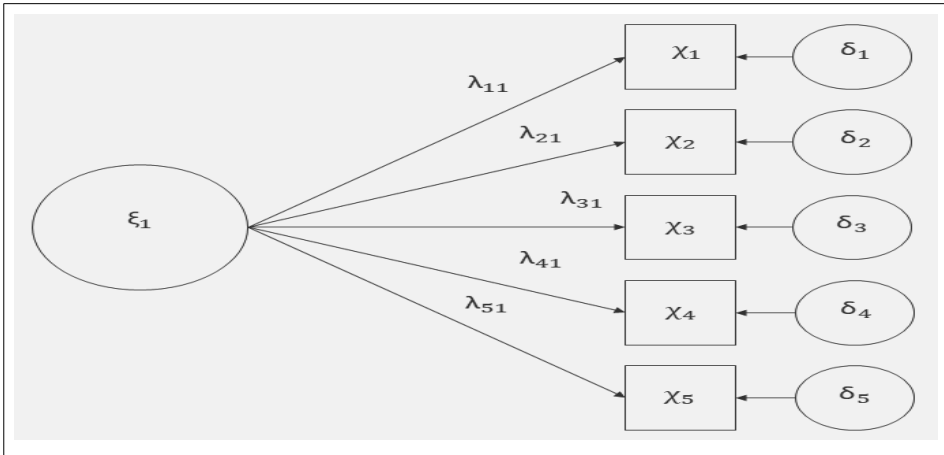
Doğrulayıcı Faktör Analizi (Confirmatory Factor Analysis, CFA), gösterge cinsinden faktör sayısı ve yorumu önceden verildiğinde, bir faktör yapısı hakkında hipotezleri test etmek için tasarlanmış genel bir modelleme yaklaşımı olarak kabul edilir.

m önceden belirlenmesi gereken faktör sayısını göstermek üzere; gözlenemeyen gizli faktörler ξ_k , $k=1, \dots, m$ ile gözlenen değişkenler, x_j , $j=1, \dots, p$ ile gösterilsin ve gözlemler $i=1, \dots, n$ numaralandırılsın. CFA'nın bilinen uygulamasında faktör başına birkaç değişken içeren az miktarda faktör (bazen sadece bir tane) olacaktır (Kolenikov, 2009:330). Doğrusal ilişkiler, faktörler ve gözlenen değişkenler arasında tutulduğu varsayılır.

$$x_{ij} = \mu_j + \sum_{k=1}^m \lambda_{ik} \xi_{ij} + \delta_{ij}, \quad j = 1, \dots, p \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde μ_j , sabit terimi; λ_{ik} , regresyon katsayılarını ya da faktör yüklerini; δ_{ij} , ölçüm hatalarını ya da özgün hataları göstermektedir. (1) numaralı eşitlik $x_i = \mu + \Lambda \xi_i + \delta_i$ şeklinde matris formunda da yazılabilir. μ , ξ_i ve δ_i ve vektörleri sırasıyla regresyon katsayılarını, gizli değişkenleri ve ölçüm hatalarını; Λ , faktör yük matrisini ifade etmektedir. Λ matrisinin elemanları λ_{ik} katsayıları, gizli değişkendeki bir birimlik değişimin gözlenen değişkenlerin ortalamasında meydana getirdiği değişimin oranını göstermektedir.

Doğrulayıcı faktör analizinde kısıtlamalar temel bir teori ya da araştırma tasarısı üzerine kuruludur. Λ 'in sıfırlanmış birçok elemanının olduğu ve böylece her değişkenin bir ve yalnızca bir faktörü ölçtüğü "bağımsız kümeleme modeli" önemli bir örnektir (Skrondal ve Rabe-Hesketh, 2007:718). Bir faktörü ölçen beş gözlenen değişkenin olduğu tek gizli faktörlü doğrulayıcı faktör modeli için dışsal gizli değişken gösterimi Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1: Doğrulayıcı Faktör Modeli Örneği

Jöreskog ve Goldberg (1975) tarafından geliştirilen Çoklu Gösterge-Çoklu Neden (Multiple-Indicator-Multiple-Cause, MIMIC) modeli yapısal eşitlik modelinin özel bir durumudur. SEM'in altında yatan ana fikir gözlenemeyen değişkenler ile gözlemlenen değişken seti arasındaki ilişkileri, gözlenen değişkenlere ilişkin kovaryans kullanılarak araştırmaktır (Schneider vd., 2010:10).

MIMIC modeli, $x = \Lambda_x \xi + \delta$ modelindeki açıklayıcı ortak faktörlerin ölçüm modelinde $\Lambda_x = I$ ve $\theta_\delta = 0$ olması ve böylece $x = \xi$ ve $\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta$ yapısal modelinde $B=I$ kısıtlaması getirilmesi durumunda ortaya çıkmaktadır. Genel olarak MIMIC modeli yapısal denklem modeli ve ölçüm modeli olmak üzere iki kısımdan oluşur. Yapısal denklem modeli (2) numaralı eşitlikte verildiği gibidir.

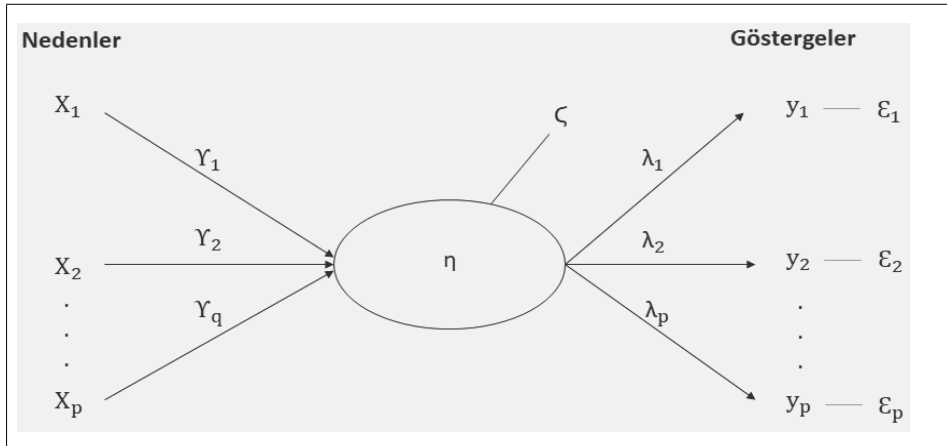
$$\eta = \gamma' x + \zeta \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikte $x' = (x_1, x_2, \dots, x_q)$, $(1 \times q)$, boyutlu bir vektör ve her $x_i, i=1, \dots, q$ gizli değişken η 'nin potansiyel bir nedenidir ve $\gamma' = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_q)$, $(1 \times q)$ boyutlu, gizli değişken ile neden değişkenleri arasındaki ilişkileri tanımlayan katsayı vektörüdür. Dolayısıyla doğrusal olarak tanımlanan gizli değişken η , bir dizi dışsal nedenle belirlenir. Bu nedenler, gizli değişken η 'yı sadece kısmi olarak açıkladığından, hata terimi ζ , açıklanamayan bileşeni temsil eder. Hata terimi varyansı Ψ ile gösterilirken, neden değişkenlerine ait kovaryans matrisi ise $(q \times q)$ boyutlu Φ ile gösterilir.

Ölçüm modeli gizli değişken ve gösterge değişkenler arasındaki bağlantıyı temsil eder, diğer bir deyişle gizli değişken kendi göstergelerini belirler. Ölçüm modeli (3)'deki gibi verilir.

$$y = \lambda \eta + \varepsilon \quad (3)$$

(3) numaralı eşitlikte $y' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$, $(1 \times p)$ boyutlu gösterge değişkenler vektörü; λ ise regresyon katsayı vektörüdür. ε' , $(1 \times p)$, boyutlu beyaz gürültü dağılım vektörü olmak üzere ona ait $(p \times p)$ boyutlu kovaryans matrisi Θ_ε ile temsil edilir (Schneider vd., 2010:11). Path diyagramı kullanılarak MIMIC modelin yapısı Şekil 2'de gösterilmektedir.



Kaynak: Schneider vd., 2010:12

Şekil 2: MIMIC Modeli Genel Yapısı

(2) numaralı eşitlik (3) numaralı eşitlik içinde kullanılarak indirgenmiş formda çok değişkenli regresyon modeli elde edilir.

$$y = \Pi'x + z \quad (4)$$

(4) numaralı indirgenmiş denklemde $y_j, j=1, \dots, p$, içsel değişkenleri gizli değişken η 'nin göstergesi ve $x_i, i=1, \dots, q$, dışsal değişkenleri ise bu gizli değişkenin nedeni olarak tanımlanır. $\Pi = \lambda\gamma'$ rankı 1'e eşit olan bir matris ve $z = \lambda\zeta + \varepsilon$ 'dir. (4) numaralı denklemdeki z hata terimi, yapısal denklem ve ölçüm modelinden beyaz gürültü hata terimleri ζ ve ε 'nin doğrusal kombinasyonlarının $px1$ boyutlu bir vektörüdür, diğer bir ifadeyle $z \sim (0, \Omega)$ şeklinde ifade edilir. $\text{Cov}(z) = E[(\lambda\zeta + \varepsilon)(\lambda\zeta + \varepsilon)'] = \lambda\lambda'\psi + \Theta_\varepsilon$ şekilde verilir. Bu nedenle modelin belirlenmesi ve tahmini, λ vektörünün elemanlarından birinin "önsel" bir değere normalleştirilmesini gerektirir (Bollen, 1989). (2) ve (3) numaralı denklemlerden MIMIC modelinin kovaryans matrisi $\Sigma(\theta)$ elde edilebilir. Bu matris, gözlenen değişkenler arasındaki ilişkiyi değişkenlerin kovaryanslarına dayanarak açıklar. Matrisin ayrıştırılması, gözlenen değişkenler ile gizli değişken arasındaki yapıyı verir.

Yapısal eşitlik modellerinin tahmini için en yaygın kullanılan uyum fonksiyonu en çok olabilirlik (maximum likelihood, ML) fonksiyonudur. ML tahmininin bir kısıtı, güçlü çok değişkenli normallik varsayımdır. Pratikte dağılımsal varsayımların ihlali yaygındır ve genellikle kaçınılmaz ve yanlış sonuçların ortaya çıkmasına yol açar. Bununla beraber, ML normallik varsayımın ihlaline karşı oldukça robust (sağlam) görünmektedir (Chou ve Bentler, 1995; West, Finch ve Curran, 1995; Curran, West ve Finch, 1996; Boomsma ve Hoogland, 2001; Muthén ve Muthén, 2002'den aktaran: Schermelleh-Engel vd., 2003). ML tahmincilerini normal dağılım varsayımının sağlanmadığı durumları hesaba katacak şekilde ayarlamak için düzeltmeler geliştirilmiştir. Satorra-Bentler (1994)'in ölçeklenmiş χ^2 'si model, tahmin yöntemi ve örneğin dördüncü dereceden momenti temel alınarak ve gözlenen değişkenlerin dağılımına bakılmaksızın hesaplanır (Hu ve Bentler, 1995, p. 79; Schermelleh-Engel vd., 2003:26). Veriler normal dağıldığında, modelin doğru belirlenmiş olması varsayımı altında χ^2 'nin beklenen değeri modelin serbestlik derecesine eşit olacaktır. Ancak veriler orta derecede normallikten sapma gösterdiğinde model doğru belirlenmiş olsa dahi ML tahmincisinden elde edilen test istatistiği yanlış olacaktır. Bu durumda Satorra-Bentler χ^2 düzeltmesi, ML istatistiğini gözlenen verilerin dağılımsal özelliklerinden yararlanılarak hesaplanır. Farklı simülasyon çalışmaları Satorra-Bentler ölçeklenmiş χ^2 istatistiğini temel alan sağlam en çok olabilirlik tahmincilerinin en küçük kareler yöntemi ile karşılaştırıldığında görece olarak iyi istatistiksel özelliklere sahip olduklarını göstermiştir (Hoogland, 1999; Yang-Walletin and Jöreskog, 2001; Boomsma ve Hoogland, 2001).

Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız yöntem hem kovaryans hem de korelasyon yapısal analizlerde verinin sürekli olduğu ancak değişkenler üzerindeki normallik varsayımının sağlanmadığı durumlarda parametreleri ya da test modellerini tahmin etmek için kullanılır.

3. BULGULAR

Çalışmada 2008-2013 dönemi itibari ile 81 il kapsamında beşeri sermaye değerleri tahmin edilmiştir. Kurulan Panel MIMIC ve CFA model sonuçlarına ait bulgular Tablo 11'de sunulmaktadır. Modellerde kullanılan değişkenlerin çok değişkenli normal dağılım

varsayımını sağlamadığı tespit edilmesi dolayısı ile ilgili modeller Satora-Bentler χ^2 'si ve Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız tahmin yöntemleri ile tahmin edilmiştir.

Tablo 2: İller İçin Panel MIMIC Modelleri Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Modeller				
	MIMIC1	MIMIC2	MIMIC3	MIMIC4	MIMIC5
İKO	0.52524*				
İO			-0.24707*	-0.22767*	
İSO		0.34781*			0.39883*
KBGSYH	0.89106*	0.95979*	0.92973*	0.93281*	0.99477*
OYBmS		-0.18569*	-0.66945*	-0.66214*	
OYBmO					
NOOO	0.69843*				
BOOO		0.65325*			0.72227*
ÖLO					
ÖLM		0.03238	0.05115	0.07936	0.03635
LMS					
DMS	0.68255*				
LMO					
YFMO					
THS	-0.34525*				
SMS					0.04063
ÖES	0.00804	0.31036*	0.55287*	0.53652*	0.21241*
PS					
BÖ	-0.07945***	-0.01142			
TSK	0.10827**		0.33948*	0.32518*	
TYS					
SBKS		0.10770*			0.01371
YKBYS					
χ^2	1.594 (0.6607)	2.720 (0.2567)	7.228 (0.027)	5.853 (0.054)	54.01 (0.000)
RMSEA	0.000 (0.909)	0.027 (0.597)	0.073 (0.190)	0.063	0.160
CFI	1.000	0.998	0.980	0.992	0.929
TLI	1.000	0.984	0.908	0.964	0.805
SRMR	0.017	0.004	0.012	0.007	0.062
CD	0.949	0.863	0.701	0.698	0.762
AIC	-	-	-	6979.998	10713.684
BIC	-	-	-	7084.653	10843.456
Mardia Çok Değişkenli Normallik Testi					
mSkewness	1523.023 (0.000)	1130.141 (0.000)	733.509 (0.000)	733.509 (0.000)	1012.515 (0.000)

<i>mKurtosis</i>	273.631 (0.000)	282.541 (0.000)	442.432 (0.000)	442.432 (0.000)	112.611 (0.000)
Modeller					
Değişkenler	MIMIC6	MIMIC7	MIMIC8	MIMIC9	MIMIC10
İKO				0.59006*	0.62745*
İO	-1.83316*				
İSO		0.60117*	0.48919*		
KBGSYH	3.20961*	0.95153*	0.95222*	0.89505*	0.94762*
OYBmS	-0.17758*		-0.25599*		-0.28525*
OYBmO					
NOOO				0.74382*	0.66232*
BOOO		0.75575*	0.63849*		
ÖLO	0.03613**				
ÖLM		0.03952	0.00399		
LMS	0.22479*				
DMS				0.57325*	
LMO					0.10725*
YFMO					
THS	0.00330			-0.34542*	0.09791
SMS		0.04602	0.24561*		
ÖES	0.14291*	0.21761*	0.20348*	0.02264	0.30071*
PS					
BÖ					-0.05143
TSK	0.07408*			0.13308**	0.28134*
TYS	0.64504*				
SBKS		0.01434	0.03954		
YKBYS					-0.28257*
χ^2	7.411 (0.1157)	0.151 (0.927)	0.170 (0.9183)	0.94 (0.8156)	2.893 (0.4084)
RMSEA	0.042 (0.543)	0.000(0.977)	0.000 (0.975)	0.000	0.000 (0.785)
CFI	0.990	1.000	1.000	1.000	1.000
TLI	0.964	1.000	1.000	1.000	1.000
SRMR	0.006	0.002	0.002	0.003	0.028
CD	0.997	0.854	0.877	0.944	0.930
AIC	-	-	-	9810.677	-
BIC	-	-	-	9944.636	-
Mardia Çok Değişkenli Normallik Testi					
<i>mSkewness</i>	2781.097 (0.000)	1012.515 (0.000)	1111.195 (0.000)	976.321 (0.000)	1821.392 (0.000)
<i>mKurtosis</i>	1103.372 (0.000)	112.611 (0.000)	200.269 (0.000)	95.4000 (0.000)	219.928 (0.000)

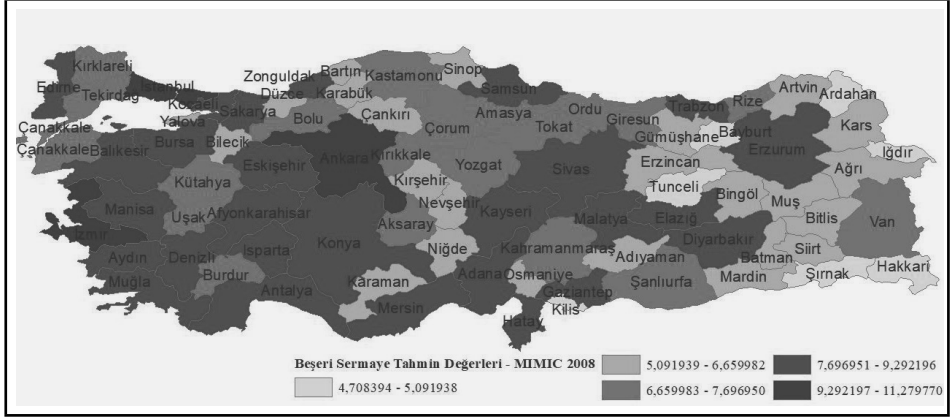
Tablo 2 incelendiğinde, düşük eğitim seviyesinin etkisini göstermek amacıyla modellere eklenen okuma-yazma bilmeyen oranının ya da sayısının (OYBmS ya da OYBmO) tüm modellerde beklenildiği üzere negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Modellerde kullanılan diğer eğitim değişkenleri olan ortaöğretim okullaşma oranı (NOOO ya da BOOO), üniversite okuyan sayısı (ÖLO), ortaöğretim mezun sayısı (LMS), doktora mezun sayısı (DMS) gibi değişken katsayılarının pozitif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu dikkatleri çekmektedir. Üniversite mezun sayısı (ÖLM) katsayısının ise tüm modellerde pozitif işaretli ancak istatistiksel olarak anlamsız olduğu dikkatleri çekmektedir. MIMIC model sonuçlarına göre eğitim değişkenlerinden beşeri sermaye üzerinde en güçlü etkiye sahip değişkenin ortaöğretim okullaşma oranı (NOOO ya da BOOO), en zayıf etkiye sahip değişkenin ise üniversite okuyan sayısı (ÖLO) olduğu görülmektedir. Öğretim elemanı sayısının (ÖES) pozitif yönlü bir etkiye sahip olduğu ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu modeller vardır. Zaman serisi modelleri ile karşılaştırıldığında eğitim değişkenlerinin iller bazında beklentileri daha iyi karşılayan sonuçlar verdiği ifade edilebilir. Ortaöğretim okullaşma oranının diğer eğitim düzeylerinden daha yüksek etkiye sahip olması ülkelerin gelişmişlik düzeyi ile açıklanabilir. Gemmell (1996), yüksek gelişmişlik düzeyine sahip ülkelerde üniversite eğitiminin büyüme üzerinde daha yüksek etkiye sahip olduğunu, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde ise ilköğretim ve ortaöğretimin büyüme üzerinde daha etkin olduğunu belirtmiştir.

Sağlık değişkenleri incelendiğinde toplam hekim sayısı (THS) ve toplam sağlık kurumu (TSK) katsayılarının pozitif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu modeller dikkat çekmektedir. Toplam yatak sayısı (TYS) ya da yüz bin kişi başına yatak sayısının (YKBYS) ise negatif işaretle istatistiksel olarak anlamlı buldukları görülmektedir. Bebek ölüm sayısının (BÖ) kullanıldığı modellerde ilgili katsayı beklenildiği üzere negatif işaretli bulunmuştur. Zaman serisi modellerinde olduğu gibi çok yüksek katsayılara sahip olmamakla birlikte iller bazında da sağlık yatırımlarının beşeri sermayeyi artırıcı bir etkisinin olduğu literatürle (Grossman,1999; Schultz, 1961, 1993; Becker 1962; Tatoğlu 2011; Alper vd., 2015; vb.) örtüşmektedir.

Panel MIMIC modellerine ilişkin gösterge değişkenler incelendiğinde zaman serisi modelleri ile benzer sonuçlar verdikleri görülmektedir. Tüm modellerde KBGSYH değişkeninin pozitif işaretli, istatistiksel olarak anlamlı ve yüksek katsayı ile iyi bir gösterge olduğu açıktır. Modellerin tamamında işgücüne katılım oranı (İKO) ve istihdam oranının (İSO) pozitif katsayı ile işsizlik oranının (İO) ise negatif katsayı ile istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Panel veri modelleri için işgücü göstergelerinin beşeri sermayenin iyi birer göstergesi olduğu kanıtlanmıştır.

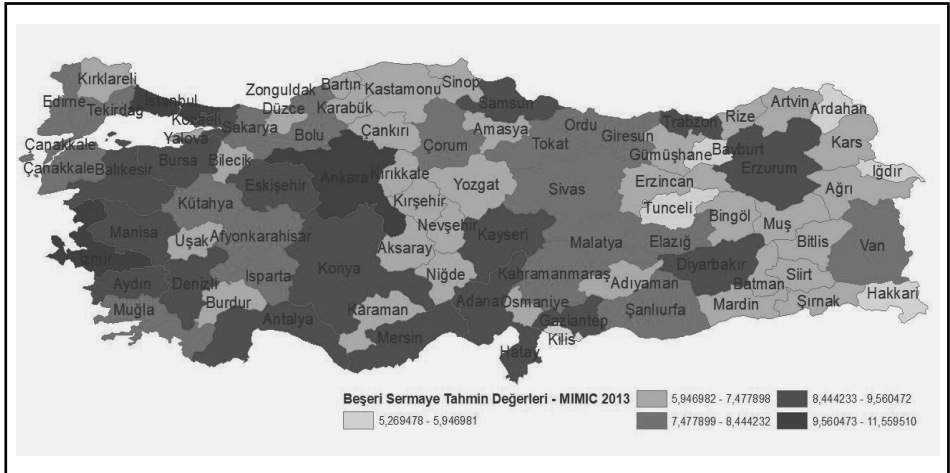
Tablo 2’de modellere ait model uyum kriterleri incelendiğinde, iki model (MIMIC3 ve MIMIC5) dışındaki tüm modeller için hesaplanan χ^2 testi için sıfır hipotezi red edilememiştir yani modellerin veri ile iyi uyum sağladıkları söylenebilir. MIMIC3 hariç tüm modellerin RMSEA ve SRMR değerlerinin kabul edilebilir uyum şartını sağladıkları görülmektedir. Yine modellerin tamamında CFI ve TLI değerlerinin 0.90’nın üzerinde oldukları ve kabul edilebilir uyumu gösterdikleri söylenebilir. Son olarak belirlilik katsayısı CD tüm modellerin yeterli açıklayıcılık gücüne sahip olduğunu göstermektedir. Kurulan modeller arasında kullanılan değişkenler, katsayı işaretleri ve uyum kriterleri dikkate alınarak MIMIC6 modeli tercih edilmiştir. Seçilen modelden elde edilen beşeri

sermaye tahmin değerleri kullanılarak 2008 ve 2013 yılları itibariyle 81 ile ilişkin Türkiye haritaları Harita 1 ve Harita 2 olmak üzere sunulmuştur.



Harita 1: MIMIC Modeline Göre Tahmini Beşeri Sermaye (2008)

MIMIC tahmin sonuçlarına göre 2008 yılı için en yüksek beşeri sermaye değerine sahip iller beklenildiği üzere İstanbul, Ankara ve İzmir iken en düşük beşeri sermaye değerine sahip iller Iğdır, Hakkari, Şırnak, Kilis, Bayburt, Tunceli ve Ardahan olarak sıralanabilir. Doğu Anadolu Bölgesi'nde Malatya'nın, Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nde Gaziantep'in, Doğu Karadeniz Bölgesi'nde Trabzon'un, Batı Karadeniz Bölgesi'nde Samsun'un bölgelerinin en yüksek beşeri sermaye düzeyine sahip illeri oldukları dikkatleri çekmektedir. Akdeniz ve Ege Bölgesi'ndeki illerin birbirine yakın beşeri sermaye düzeyine sahip oldukları görülmektedir. Ülkenin doğusu ile batısı arasındaki fark beşeri sermaye göstergesinde de kendini göstermektedir. Bu durum bütçe dağılımlarındaki dengenin kurulamaması nedeniyle iller arasında yakınsamanın gerçekleşmediğine işaret etmektedir.



Harita 2: MIMIC Modeline Göre Tahmini Beşeri Sermaye (2013)

İller için MIMIC tahminine ait 2013 yılı beşeri sermaye tahminleri 2008 yılı ile

karşılaştırıldığında en yüksek beşeri sermaye değerine sahip iller değişmeyip yine İstanbul, Ankara ve İzmir yerlerini korurken, en düşük değere sahip iller Hakkari İğdır, Ardahan, Tunceli, Kilis ve Bayburt olarak sıralanmıştır. Doğu Anadolu bölgesinde en yüksek beşeri sermaye sahip iller içinde Malatya yerini Erzurum'a bırakırken, Orta Anadolu Bölgesi'nde ise Kayseri liderliği ele almıştır. Buna ek olarak 2008 yılına göre 2013 yılında artış sağlamalarına rağmen, Edirne, Kırklareli, Kastamonu, Zonguldak, Sakarya, Muğla, Burdur, Uşak, Afyonkarahisar, Isparta, Aksaray, Kırıkkale, Yozgat, Amasya, Sivas, Malatya, Elazığ ve Rize illeri 2008 yılına göre bir alt sınıflamada yer almışlardır. Bu durum bu illerin 2008 ile 2013 yılları arasında beşeri sermaye değeri bakımından ciddi bir artış yakalamadıklarını göstermektedir.

Tablo 3: İller İçin Panel CFA Modelleri Tahmin Sonuçları

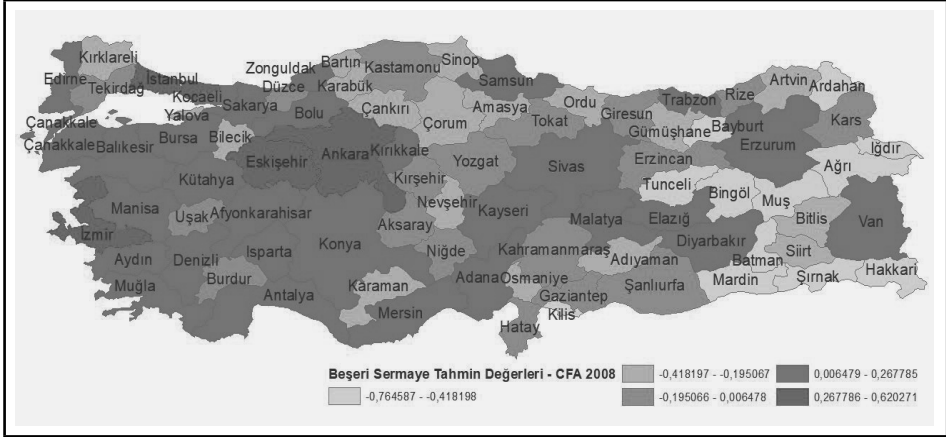
Değişkenler	Modeller				
	CFA1	CFA2	CFA3	CFA4	CFA5
İKO	0.11907*				
İO	-0.08733*		-0.19497*		0.11428*
İSO		0.31869*	0.31122*	0.51669*	
KBGSYH	0.61262*	0.89088*	0.89590*	0.76299*	0.57462*
OYBmS				-0.10880*	
OYBmO			-0.24861*		
NOOO					
BOOO				0.77388*	
ÖLO	0.94796*				
ÖLM					
LMS					0.97572*
DMS					0.94282*
LMO	0.49387*	0.75013*	0.74933*		
YFMO		0.98003*	0.97988*	0.72462*	
THS					
SMS					0.99053*
ÖES	0.94430*	0.66869*	0.67174*		0.85021*
PS				0.72119*	
BÖ		0.06638			
TSK	0.74585*	0.39565*	0.40087*		0.91745*
TYS					
SBKS				0.45677*	
YKBYS	0.55695*			0.69832*	
χ^2	1.286 (0.257)	4.776 (0.092)	5.602(0.1326)	3.554(0.3138)	4.023 (0.2590)
RMSEA	0.024 (0.500)	0.054 (0.365)	0.042(0.512)	0.020(0.718)	0.026 (0.669)
CFI	1.000	0.995	0.996	0.999	0.998
TLI	0.989	0.947	0.962	0.993	0.988

SRMR	0.027	0.034	0.034	0.050	0.025
CD	0.954	0.989	0.998	0.967	0.999
AIC	-	-	-	-	-
BIC	-	-	-	-	-
Mardia Çok Değişkenli Normallik Testi					
mSkewness	2362.718 (0.000)	949.353 (0.000)	827.178 (0.000)	1011.445 (0.000)	921.721 (0.000)
mKurtosis	692.422 (0.000)	161.459 (0.000)	89.880 (0.000)	61.809 (0.000)	172.371 (0.000)

İllere ait Panel CFA sonuçlarına ilişkin bulgular Tablo 3’de verilmiştir. Tabloda sunulan modellere ait model uyum kriterleri incelendiğinde, tüm modeller için hesaplanan testi modellerin iyi uyum sağladıklarını göstermektedir. Tüm modellerin RMSEA ve SRMR değerlerinin iyi uyum şartını sağladıkları; CFI ve TLI değerlerinin 0.95’in üzerinde oldukları ve iyi uyumu gösterdikleri görülmektedir. Son olarak belirlilik katsayısı CD tüm modellerin yeterli açıklayıcılık gücüne sahip olduğunu göstermektedir. Kurulan modeller arasında kullanılan değişkenler, katsayı işaretleri ve uyum kriterleri dikkate alınarak CFA1 modeli tercih edilmiştir.

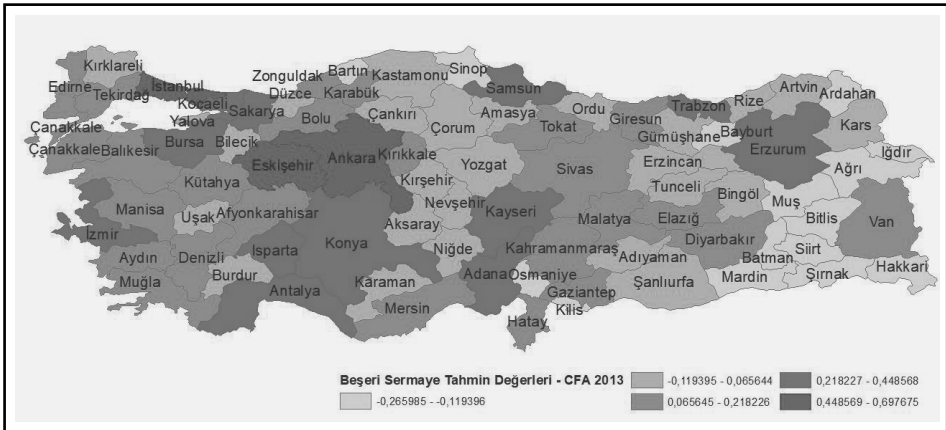
Tablo 3 incelendiğinde katsayıların panel MIMIC modeli sonuçları ile benzer sonuçlar verdiği görülmektedir. Modellerde kullanılan tüm değişken katsayılarının beklenen işaretle ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Okumaya yazma bilmeyen oranı ya da sayısı (OYBmO ya da OYBmS) negatif işaretli, diğer eğitim değişkenlerinin (LMO, YFMO, LMS, DMS, BOOO, ÖES, PS) ise beklenildiği üzere pozitif işareti ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Eğitim değişkenleri gibi sağlık değişkenleri (SMS, TSK, SBKS) de beklenildiği gibi pozitif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilmiştir. En güçlü etkiye sahip eğitim göstergesinin ortaöğretim mezun sayısı (LMS) ve üniversite mezun oranı (YFMO) olduğu, en güçlü etkiye sahip sağlık göstergesinin sağlık memur sayısı (SMS) olduğu ve yine en güçlü etkiye sahip ekonomik göstergenin ise KBGSYH olduğu görülmüştür.

Tablo 3’de sunulan Panel CFA modellerinden CFA1 modeli sonucu elde edilen illere ilişkin beşeri sermaye tahmin değerleri 2008 ve 2013 yılları itibariyle harita şeklinde Harita 3 ve Harita 4’de gösterilmektedir.



Harita 3: CFA Modeline Göre Tahmini Beşeri Sermaye (2008)

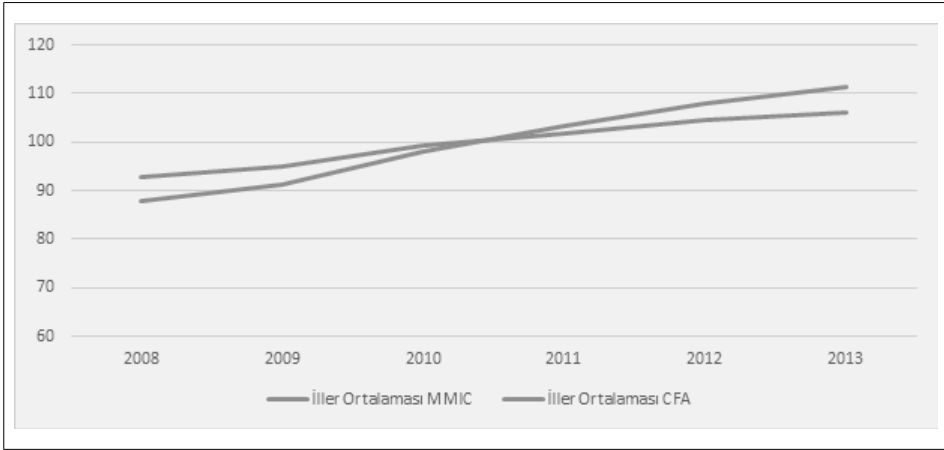
CFA modeli kapsamında tahmin edilen beşeri sermaye değerlerinin 2008 yılı MIMIC modellemesinden elde edilen tahmin sonuçları ile bazı iller bakımından farklılık gösterdiği görülmektedir. Harita 3'den izleneceği üzere, CFA modeline göre 2008 yılında en yüksek beşeri sermaye düzeyine sahip iller Ankara, İzmir ve İstanbul'a ek olarak, Eskişehir; en düşük beşeri sermaye düzeyine sahip iller Tunceli, Iğdır, Ardahan, Hakkari, Şırnak ve Bayburt'a ek olarak Bingöl, Muş, Ağrı, Mardin ve Batman olmuştur. CFA modellerinde Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu Bölge'lerinde bulunan iller bakımından da kısmen farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Doğu Anadolu Bölgesi'nde en yüksek beşeri sermaye değerine sahip il yine Erzurum iken, Elazığ, Malatya ve Van onu takip etmektedir. Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nde Diyarbakır, Karadeniz Bölgesi'nde Trabzon ve Samsun, Orta Anadolu Bölgesi'nde Kayseri beşeri sermaye değeri bakımından lider il konumundadır. CFA modeli 2008 yılı tahmin değerlerine göre MIMIC modelinde olduğu gibi Akdeniz ve Ege Bölgesi'ndeki illerin birbirine yakın beşeri sermaye düzeyine sahip oldukları görülmektedir.



Harita 4: CFA Modeline Göre Tahmini Beşeri Sermaye (2013)

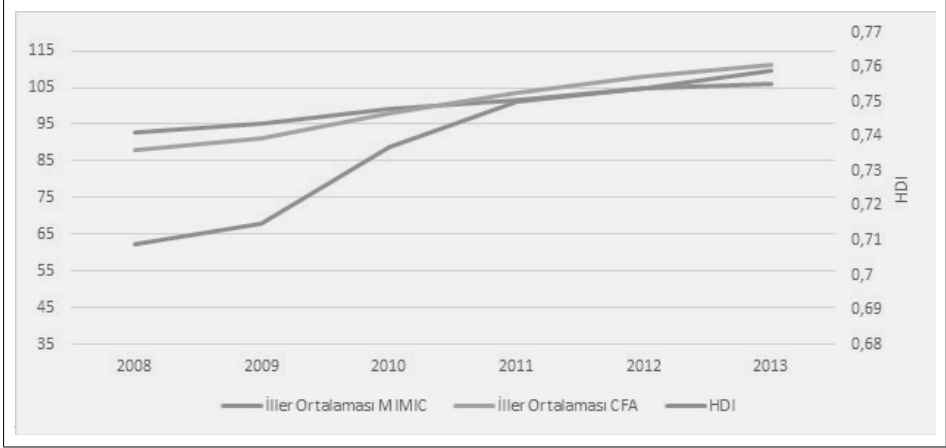
Harita 4’de sunulan CFA sonucu 2013 yılı için hesaplanan beşeri sermaye değerleri 2008 yılı ile benzerlik göstermektedir. İllerin bölgesel sıralamalarında önemli bir değişiklik olmamasının yanında, özellikle Akdeniz ve Ege Bölgelerindeki iller arasındaki fark 2013 yılında daha belirgin duruma gelmiştir. 2013 yılında bölgesel liderlikte İstanbul, Ankara, Trabzon, Samsun, Kayseri ve Erzurum yerini korurken, Diyarbakır yerini Gaziantep’e bırakmıştır. İzmir, beşeri sermaye sıralaması bakımından yerini (4. sıra) korumasının yanında, sınıflamada en yüksek beşeri sermaye değerine sahip iller arasında yerini koruyamamıştır. Bu da İzmir için 2008 yılından 2013 yılına gelindiğinde beşeri sermaye açısından ciddi bir artış yaşanmadığını göstermektedir.

İller itibarıyla Panel CFA ve Panel MIMIC beşeri sermaye tahminleri, Rao ve Bhat (1991)’in endeks hesabı kullanılarak endeks değerlerine dönüştürülmüş ve iller bazında oluşturulan endeks değerlerinin ortalaması alınarak elde edilen Türkiye geneli endeks rakamlarının yıllara göre eğilimi Grafik 1’de verilmiştir. Grafikte görüleceği üzere, her iki model kapsamında elde edilen beşeri sermaye endeks serileri benzer trende sahiptir. 2008 yılından 2013 yılına kadar beşeri sermaye rakamlarının arttığı grafikten gözlenmektedir. Her iki yöntemle elde edilen beşeri sermaye endeksi 2008-2010 dönemlerinde ortalamanın altında 2011-2013 dönemlerinde ise ortalamanın üstünde değer almıştır.



Grafik 1: CFA ve MIMIC Modellerine Göre Beşeri Sermaye Endeksi İller Ortalaması

Son olarak Grafik 2’de çalışmada elde edilen iller beşeri sermaye ortalaması ve 1989-2015 Türkiye geneli MIMIC beşeri sermaye endeks değerleri ve literatürde beşeri sermaye göstergesi olarak sıklıkla kullanılan İnsani Gelişmişlik Endeksi (HDI) 2008-2013 dönemi grafikleri verilmiştir.



Grafik 2: İller Ortalaması CFA, İller Ortalaması MIMIC Endekslerinin HDI ile Karşılaştırılması

Panel MIMIC ve CFA beşeri sermaye endeksi ile HDI değerlerinin bir artış eğiliminde olduğu grafikten izlenmektedir. CFA ve MIMIC tabanlı beşeri sermaye endeksi ile bileşenlerinin keyfi ağırlıklarını içeren ve ortalama hesabına dayalı insani gelişmişlik endeks değerlerinin sayısal büyüklük açısından birbirinden farklı olduğu açıktır ancak 2008 yılından 2013 yılına kadar HDI endeksinde de artış eğilimi olduğu dikkatleri çekmektedir.

4. TARTIŞMA ve SONUÇ

Beşeri sermaye bir ülkede yaşayan tüm bireylerin bilgi, beceri, yetenek, sağlık, tutum ve deneyimlerinin ekonomik değerinin bir ölçütüdür. Ülkelerin gelişmişlik düzeylerinin yalnızca gelir göstergeleri ile değil de eğitim sağlık, inovasyon ve teknoloji göstergeleriyle birlikte değerlendirilmesi beşeri sermayenin önemini vurgulaması açısından değer taşımaktadır. Beşeri sermayenin gelişim düzeyi ve kalitesi, benzer coğrafik ve doğal kaynaklara sahip ülkeler arasında farklılaşan, sosyo-ekonomik kalkınma açısından farklılık gösteren en önemli faktörlerden biridir.

Ampirik literatürde beşeri sermaye çoğu zaman okul kayıt oranı, okullaşma yılı, eğitim hizmeti harcamaları, öğrenci/öğretmen oranı, öğretim elemanı sayısı gibi eğitim; doğuştan yaşam beklentisi, bebek ölüm hızı, sağlık hizmeti harcamaları, sağlık kurum sayısı gibi sağlık; ya da Ar-Ge harcamaları, araştırmacı sayısı gibi Ar-Ge göstergeleri tarafından temsil edilerek kullanılmıştır. Mikroekonomik düzeyde beşeri sermayenin getirisi, eğitim ve iş başında yetiştirmenin bireysel performans etkileri, ömür boyu gelir ve kazanımlar çerçevesinde incelenmiş; makroekonomik düzeyde çapraz ülke çalışmaları kapsamında beşeri sermaye stoku olarak ortalama okullaşma yılı ölçümleri yapılmış; yine mikroekonomik düzeyde hanehalkı anketleri kullanılarak ortalama beşeri sermaye miktarları hesaplanmıştır. Beşeri sermayenin doğru göstergeler ve yöntem ile ölçülmediği bir ekonomide büyüme tahminleri yanlış olacak ve bu tahminlerin yanlışlığı yapılacak önerilere ve alınacak iktisadi kararlara da yansıtacaktır.

Bu çalışmada iller kapsamında beşeri sermaye endeks değerleri oluşturmak amacıyla

beşeri sermayenin ölçümü 81 il bazında 2008-2013 dönemi için gerçekleştirilmiştir. Beşeri sermaye endeksini oluşturmak amacıyla farklı eğitim, sağlık, üretim ve işgücü piyasalarına ilişkin değişkenler kullanılarak birçok CFA ve MIMIC modelleri kurulmuştur. Tahmin edilen CFA ve MIMIC modelleri kullanılan değişkenlerin katsayı işaretleri ve her iki modelden elde edilen beşeri sermaye tahminleri bakımından karşılaştırılmıştır.

İller için kurulan model tahminleri eğitim değişkenlerinin beşeri sermayeyi belirlemede iyi birer gösterge olduklarını bir kez daha göstermiştir. MIMIC model tahminlerine göre en yüksek etkiye sahip eğitim değişkeni ortaöğretim okullaşma oranı iken; CFA model tahmin sonuçlarına göre en yüksek etkiye sahip eğitim değişkeni üniversite mezun oranı olmuştur. Okuma yazma bilmeyen oranı ya da sayısı, beşeri sermayeyi negatif yönde etkilerken, diğer tüm eğitim değişkenleri pozitif yönde etkilemektedir. Eğitim değişkenleri üzerine elde edilen bulgular eğitimin beşeri sermaye birikiminin özü olduğu literatür (Schultz, 1960; Becker, 1964, 1993; Tepecik, 2000) alt yapısını desteklemektedir. Sağlık değişkenlerinden bebek ölüm sayısının beşeri sermayeyi negatif yönde; sağlık memur sayısı, toplam sağlık kurumu, toplam yatak sayısının ise pozitif yönlü olarak etkilediği belirlenmiştir. Bu sonuç sağlık yatırımlarının beşeri sermayeyi artırıcı bir etkisinin olduğunu ifade eden çalışmalarla (Grossman,1999; Schultz, 1961, 1993; Becker 1962; Tatoğlu 2011; Alper vd., 2015; vb.) örtüşmektedir. Son olarak her iki yöntem kapsamında oluşturulan modellere göre, kişi başına gayri safi yurtiçi hasıla ve istihdam oranı pozitif yönde, işsizlik oranı ise negatif yönde olmak üzere iyi birer göstergedir.

İller bazında beşeri sermaye endeks değerleri incelendiğinde 2008 yılı için İstanbul, Ankara ve İzmir ilinin hem CFA hem de MIMIC modellerinde beklenildiği üzere beşeri sermaye endeks değerleri bakımından öncü oldukları, bu illeri Eskişehir, Bursa, Konya ve Adana illerinin takip ettiği tespit edilmiştir. En düşük beşeri sermaye endeksine sahip iller ise Iğdır, Hakkari, Şırnak, Kilis, Bayburt, Tunceli ve Ardahan olarak sıralanmaktadır. Bölgeler kapsamında incelendiğinde 2013 yılı MIMIC modeline göre en yüksek beşeri sermaye endeksine sahip iller, Marmara Bölgesi'nde İstanbul'dan sonra Bursa; Ege Bölgesi'nde İzmir'den sonra Manisa; Akdeniz Bölgesi'nde Antalya; Orta Anadolu Bölgesi'nde Kayseri; Batı Karadeniz Bölgesi'nde Samsun; Doğu Karadeniz Bölgesi'nde Trabzon; Kuzeydoğu Anadolu Bölgesi'nde Erzurum; Ortadoğu Anadolu Bölgesi'nde Elazığ; Güneydoğu Anadolu Bölgesi'nde ise Diyarbakır olduğu görülmüştür. Ülkenin doğusu ile batısı arasındaki fark beşeri sermaye göstergesinde de kendini göstermiştir. İller arasında yakınsamanın gerçekleşmeme nedenlerinden biri olarak bütçe dağılımlarındaki dengenin kurulamaması gösterilebilir. Ayrıca eğitim ve sağlık hizmetlerindeki çeşitlilik ve erişilebilirliğin batı illerinde ön plana çıkması da bu illerdeki beşeri sermaye göstergesinin daha yüksek olmasının nedenlerinden biri olarak görülebilir. İller itibarıyla ortalamaları alındığında 2008-2013 dönemi itibarıyla beşeri sermaye endeksi artış eğilimindedir.

Çalışmada elde edilen beşeri sermaye endeksleri Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı tarafından hesaplanan İnsani Gelişmişlik Endeksi (HDI) ile karşılaştırılmıştır. 2008-2013 dönemi iller ortalaması beşeri sermaye endeks değerleri, aynı dönem HDI ile karşılaştırıldığında ilgili endeks değerlerinin aynı yönde bir artış eğiliminde oldukları tespit edilmiştir.

Beşeri sermayeyi istatistiksel olarak tahmin etmenin yanında çalışmada oluşturulan endeks rakamları, beşeri sermaye endeksine etki eden faktörleri ve beşeri sermaye

endeksinin etki ettiği faktörleri tespit etmede, özellikle büyüme modellerinin daha sağlıklı oluşturulmasında önemli bir katkı sağlayacaktır. Ayrıca gelecekte beşeri sermayenin ele alındığı çalışmalarda artık temsilci olarak faklı bir değişken araştırmak yerine, elde edilen beşeri sermaye endeks serilerinin kullanılması beşeri sermaye açısından daha geniş kapsamlı ve daha doğru bir bilginin kullanılmasına olanak sağlayacaktır. Diğer yandan, oluşturulan endeks ulusal kalkınma ve bireysel refah için ciddi önem taşıyan alanlara hitap ederek, ulusal kalkınmaya olumlu katkılar sağlayacak politikalar oluşturmak amacıyla kullanılabilir.

ESTIMATION of HUMAN CAPITAL: LATENT VARIABLE APPROACH

1. INTRODUCTION

In this study, it was aimed to estimate the human capital levels for 81 provinces the period from 2008 to 2013 by using the latent variable approach. The human capital is a multidimensional phenomenon that cannot be observed directly and is not precisely measured, and the human capital is a latent variable statistically. The proxies of human capital such as education, health, research and development activities are insufficient to reveal the real effect of the human capital on growth. For this reason, the confirmatory factor analysis (CFA) and the multiple indicators-multiple causes (MIMIC) models were used to estimate the human capital index in this study.

Economists have made great efforts to develop and measure the concept of human capital to investigate the effect of the human capital on income at the microeconomic level, or on the national economy at the macroeconomic level. It has been developed by different methods and measurements to estimate human capital. Dagum and Slottje (2000) define human capital as a non-dimensional latent variable by using various methods. Unlike income, asset and debt, the idea that human capital is a latent variable and it should be estimated based on statistical methods has been shared by different studies in the literature (Dagum, 1994; Dagum ve Vittadini, 1996; Dagum, 1999; Dagum ve Slottje, 2000).

The relationship between human capital and economic growth has been investigated, especially using proxy variables in Turkey literature. (Taban ve Kar, 2006; Ersoy ve Yılmaz, 2007; Ay ve Yardımcı, 2008; Doğrul ve Özer, 2009; Özcan, 2011; Koç, 2013). Çakmak and Gümüş (2005) have established an education index, which developed by Tallman and Wang (1994) calculated by the weight given to different levels of education. Because of the inadequate number of studies that discussed human capital as a latent variable and to fill the gap in the literature for Turkey, in this study, it was aimed to estimate the human capital for provinces using a latent variable approach.

2. RESEARCH METHOD AND FINDINGS

In this study, the human capital index was estimated at macroeconomic level for Turkey by using Dagum and Slottjes (200)'s latent variable approach. CFA is accepted as a general modeling approach designed to test hypotheses about a factorial structure. MIMIC models are often used in case that unobserved variables are considered to be effective on some observed variables or other latent variables. The MIMIC model consists of two

parts; structural and measurement model. In the measurement model, the latent variable is connected to a set of indicators. In the structural model, the relationships between the latent variable and the causal variables are determined.

Model estimations obtained for provinces show that educational variables are the best indicators for determining human capital. According to the MIMIC model estimations, the secondary school enrollment ratio has the highest effect among the education variables, while the CFA model estimation results show that the university graduate rate has the highest effect. The findings for health variables revealed that the number of infant mortality affects human capital negatively. On the other hand, the effects of the number of health officials, the number of total health institutions and the number of total beds on the human capital are positive. According to the findings for economic variables, the effect of the per capita gross domestic product on the human capital is positive, while the unemployment rate decreases the human capital level.

In this study, it was determined that Istanbul, Ankara, and Izmir are the pioneers in terms of human capital index values in the CFA and MIMIC models for 2008, followed by Eskişehir, Bursa, Konya, and Adana. Provinces with the lowest human capital index are ranked as Iğdır, Hakkari, Şırnak, Kilis, Bayburt, Tunceli, and Ardahan.

3. DISCUSSION AND CONCLUSION

In this study, the estimation of the provincial human capital indices was carried out using the latent variable approach for Turkey. According to the provincial human capital indices, there is an inequality between East and West in Turkey. This suggests that the convergence between the provinces has not taken place due to the failure to establish a balance in the budget allocations. Besides, the fact that the diversity and accessibility of education and health services come forward in the western provinces compared to eastern provinces can be considered as one of the reasons for the higher human capital index in these provinces.

KAYNAKÇA

- Abassinejad, Hossein (2005), “Estimation of the Level and Distribution of Households’ Human Capital the Case of Tehran”, *Iranian Economic Review*, 10(14), 185-201.
- Alper, Ali Eren vd. (2015), “Beşeri Sermayenin Belirleyicileri: Üst Orta Gelirli Ülkeler Grubu ile OECD Karşılaştırmalı Analizi”, *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9, 565-578.
- Balcerzak, Adam P. (2016), “Multiple-Criteria Evaluation of Quality of Human Capital in the European Union Countries”, *Economics and Sociology*, 9(2), 11-26.
- Balcerzak, Adam P. ve Pietrzak, Michal Bernard (2016), “Quality of Human Capital in the European Union in the Years 2004-2013 Application of Structural Equation Modeling”, Marian Reiff ve Pavel Gežik (Ed.), *Quantitative Methods in Economics Multiple Criteria Decision Making XVIII*, Letra Interactive, Bratislava, 7-12.
- Barro, Robert J. ve Lee, Jong-Wha (1993), “International Comparisons of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 363–394.
- Barro, Robert J. ve Lee, Jong-Wha (1996), *International Measures of Schooling Years and Schooling Quality*, *American Economic Review*, 86 (2), 218–223.
- Barro, Robert J. ve Lee, Jong-Wha (2001), “International Data on Educational Attainment: Updates and Implications”, *Oxford Economic Papers*, 53(3), 541–563.
- Barro, Robert J. ve Lee, Jong-Wha (2010), “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010”, *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 15902.
- Becker, Gary Stanley (1962), “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *The Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Becker, Gary Stanley (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, *National Bureau of Economic Research Publications*, USA.
- Becker, Gary Stanley (1993), “The Economic Way of Looking at Life”, *Coase-Sandor Institute for Law & Economics Working Paper*, 12, 1-25
- Bollen, Kenneth A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, John Wiley & Sons, New York.
- Bollen, Kenneth A. (1990), “Overall Fit in Covariance Structure Models: Two Types of Sample Size Effects”, *Psychological Bulletin*, 107(2), 256–259.
- Boomsma, Anne (1983), *On the Robustness of LISREL (Maximum Likelihood Estimation) Against Small Sample Size and Nonnormality*, *Yayınlanmamış Doktora Tezi*, University of Groningen.
- Boomsma, Anne ve Hoogland, Jeffrey J. (2001), “The Robustness of LISREL Modeling Revisited”, Robert Cudeck vd. (Ed.), *Structural Equation Models: Present and Future*, içinde (139–168), *Scientific Software International*, Chicago.

- Chou, Chih-Ping ve Bentler, Peter M. (1995), “Estimates and Tests in Structural Equation Modeling”, Rick H. Hoyle. (Ed), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications*, içinde (37-55), Sage Publications, Thousand Oaks, London, New Delhi.
- Cohen, Daniel ve Soto, Marcelo (2001), “Growth and Human Capital: Good Data, Good Results”, OECD Development Centre, Technical Papers, 179.
- Curran, Patrick J. vd. (1996), “The Robustness of Test Statistics to Nonnormality and Specification Error in Confirmatory Factor Analysis”, *Psychological Methods*, 1(1), 16–29.
- Dagum, Camilo (1977), “A New Model of Personal Income Distribution: Specification and Estimation”, *Economie Applique*, 30(3), 413–437.
- Dagum, Camilo (1994), “Human Capital, Income and Wealth Distribution Models and Their Applications to the USA”, *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section*, 253-258.
- Dagum, Camilo (1996) “A Systematic Approach to the Generation of Income Distribution Models”, *Journal of Income Distributions*, 6 (1), 105–126.
- Dagum, Camilo (1999a), “A Study on the Distributions of Income, Wealth, and Human Capital”, *Revue Europeenne des Sciences Sociales*, 37(113), 231-268.
- Dagum, Camilo (1999b), “Measuring the Level of Personal and National Human Capital”, *Proceedings of the American Statistical Association, Government Statistics and Social Statistics Sections, 159th meeting*, 1-10.
- Dagum, Camilo vd. (2003a), “A Multiequational Recursive Model of Human Capital, Income and Wealth of Households with Application”, *Business and Economics Statistics Section [CD-ROM]*, American Statistical Association, Alexandria, VA.
- Dagum, Camilo vd. (2003b), “An Estimation Methodology for Variable “Human Capital” in the U.S.A.”, *Business and Economics Statistics Section [CD-ROM]*, American Statistical Association, Alexandria, VA.
- Dagum, Camilo ve Vittadini, Giorgio (1996), “Human Capital Measurement and Distributions”, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, 194–199, <https://boa.unimib.it/bitstream/10281/1380/1/human%20capital%20measurement-1997.pdf.pdf>, (21.06.2016).
- Dagum, Camilo ve Slotje, Daniel J. (2000), “A New Method to Estimate the Level and Distribution of Household Human Capital with Application”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(1-2), 67-94.
- De la Fuente, Angel ve Doménech, Rafael (2000), “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, *OECD Working Paper*, 262.
- Di Bartolo, Annamaria (1999), “Modern Human Capital Analysis: Estimation of US, Canada and Italy Earning Functions”, *Luxembourg Income Study (LIS) Working Paper*, 212.

- Di Bartolo, Annamaria (2000), “Human Capital Estimation through Structural Equation Models with some Categorical Observed Variables”, IRISS Working Paper Series, 2, 1-10.
- Dreger, Christian vd. (2009), “Regional Measures of Human Capital in the European Union”, IZA Discussion Paper, 3919, 1-31.
- Dublin, Louis I. ve Lotka, Alfred J. (1930), *The Money Value of Man*, Ronald Press Company, New York.
- Eisner, Robert (1985), “The Total Incomes System of Accounts”, *Survey of Current Business*, 65 (1), 24–48.
- Farr, William (1853), “Equitable Taxation of Property”, Wiley for the Royal Statistical Society, 16(1), 1–44, <http://www.jstor.org/stable/2338101>, (06.03.2018).
- Gemmell, Norman (1996), “Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(1), 9-28.
- Grossman, Michael (1999), “The Human Capital Model of the Demand for Health”, National Bureau of Economic Research Working Papers, 7078, 1-100.
- Gu, Wulong ve Wong, Ambrose (2010), “Estimates of Human Capital in Canada: The Lifetime Income Approach,” *Economic Analysis Research Paper Series*, 62, 1-45, <https://ssrn.com/abstract=1711935>, (24.11.2016).
- Hoogland, Jeffrey J. (1999), *The Robustness of Estimation Methods for Covariance Structure Analysis*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, University of Groningen.
- Hu, Li-tze ve Bentler, Peter M. (1995), “Evaluating Model Fit”, Rick H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications içinde* (76–99), Sage Publication, Thousand Oaks, London, New Delhi.
- Jeong, Byeongju (2002), “Measurement of Human Capital Input across Countries: A Method Based on the Laborer’s Income”, *Journal of Development Economics*, 67 (2), 333–349.
- Jorgenson, Dale W. ve Fraumeni, Barbara M. (1989), “The Accumulation of Human and Non-Human Capital, 1948–1984”, Robert E. Lipsey ve Helen Stone Tice (Ed.), *The Measurement of Savings, Investment and Wealth, içinde* (227–282), The University of Chicago Press, Chicago.
- Jorgenson, Dale W. ve Fraumeni, Barbara M. (1992), “The Output of the Education Sector”, Zvi Griliches (Ed.), *Output Measurement in the Services Sector, içinde* (303–338), The University of Chicago Press, Chicago.
- Jöreskog, Karl G. ve Goldberger, Arthur S. (1975), “Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variable”, *Journal of the American Statistical Association*, 70(351a), 631-639.
- Kendrick, John W. (1976), *The Formation and Stocks of Total Capital*, Columbia University Press, New York.

- Kolenikov, Stanislav (2009), “Confirmatory Factor Analysis Using Confa”, *The Stata Journal*, 9(3), 329–373.
- Koman, Reinhard ve Marin, Dalia (1997), “Human Capital and Macroeconomic Growth: Austria and Germany, 1960-1992”, CEPR Working Paper, 1551, www.cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=1551.
- Kyriacou, George A. (1991), “Level and Growth Effects of Human Capital: A Cross-Country Study of the Convergence Hypothesis”, C. V. Starr Center Working Paper, 91(26).
- Laroche, Mireille ve Merette, Marcel (2000), “Measuring Human Capital in Canada” Ministry of Finance of Canada, 1-34, <https://www.fin.gc.ca/pub/pdfs/wp2000-05e.pdf>.
- Lau, Lawrence J. vd. (1991), “Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach”, World Bank, Policy, Research, and External Affairs Working Paper, 612.
- Lovaglio, Pietro Giorgio ve Folloni, Giuseppe (2011), “The Estimation of Human Capital in Structural Models with Flexible Specification”, *Almalaurea Working Papers*, 11, 1-14.
- Li, Haizheng vd. (2014), “Human Capital Estimates in China: New Panel Data 1985-2010”, *China Economic Review*, 30(1), 397-418.
- Mulligan, Casey B. ve Xavier, Sala-i-Martin (1997), “A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States”, *Japan and the World Economy* 9(2), 159-191.
- Mulligan, Casey B. ve Xavier, Sala-i-Martin (2000), “Measuring Aggregate Human Capital”, *Journal of Economic Growth*, 5(3), 215-252.
- Muthén, Linda K. ve Muthén, Bengt O. (2002), “How to Use a Monte Carlo Study to Decide on Sample Size and Determine Power”, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(4), 599–620.
- Nehru, Vikram vd. (1995), “A New Database in Human Capital Stock in Developing Industrial Countries: Sources, Methodology and Results”, *Journal of Development Economics*, 46 (2), 379–401.
- OECD (2001), *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital*, OECD Publishing, Paris.
- Oxley, Les vd. (2008), “Measuring Human Capital: Alternative Methods and International Evidence”, *The Korean Economic Review*, 24(2), 283-344.
- Öz, Bülent vd. (2009), “Kümeleme Analizi ile Türkiye ve AB Ülkelerinin Beşeri Sermaye Göstergeleri Açısından Karşılaştırılması”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1), 1-30.
- Petty, William (1691) *Political Arithmetick*, reprinted in C.H. Hull, *The Economic Writings of Sir William*

Petty.

- Psacharopoulos, George ve Arriagada, Ana-Maria (1986), “The Educational Attainment of the Labor Force: An International Comparison”, The World Bank Discussion Paper, EDT38, 1-55.
- Raykov, Tenko ve Marcoulides, George A. (2006), A First Course in Structural Equation Modeling, 2th Ed., Lawrence Erlbaum Associates, Mahlah, New Jersey, London.
- Satorra, Albert ve Bentler, Peter M. (1994), “Corrections to Test Statistics and Standard Errors in Covariance Structure Analysis”, Alexander von Eye ve Clifford C. Clogg (Ed.), Latent Variable Analysis: Applications for Developmental Research, içinde (399–419), Sage Publications, Thousand Oaks
- Schermelleh-Engel, Karin vd. (2003), “Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures”, Methods of Psychological Research Online, 8(2), 23-74, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.509.4258&rep=rep1&type=pdf>, (16.08.2017).
- Schneider, Friedrich vd. (2010), “Shadow Economies All over the World: New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007 (Revised Version)”, Policy Research Working Paper, 5356.
- Schultz, Theodore W. (1960), “Capital Formation by Education”, Journal of Political Economy, 68(6), 571-583, <http://www.jstor.org/stable/1829945>, (12.03.2015).
- Schultz, Theodore W. (1961), “Investment in Human Capital”, The American Economic Review, 51(1), 1-17, www.jstor.org/stable/1818907, (2.11.2015).
- Schultz, Theodore W. (1993), The Economics of Being Poor, Cambridge University Press, Blackwell.
- Skrondal, Anders ve Rabe-Hesketh, Sophia (2007), “Latent Variable Modelling: A Survey”, Scandinavian Journal of Statistics, 34, 712-745.
- Tallman, Ellis W. ve Wang, Ping (1994), “Human Capital and Endogenous Growth Evidence From Taiwan”, Journal of Monetary Economics, 34(1), 101-124.
- Tao, Hung-Lin ve Stinson, Thomas F. (1997), “An Alternative Measure of Human Capital Stock”, University of Minnesota Economic Development Center Bulletin, 97(1), 1-31.
- Tatoğlu, Ferda Yerdelen (2011), “The Relationships Between Human Capital Investment and Economic Growth: A Panel Error Correction Model”, Journal of Economic and Social Research, 13(1), 77-90.
- Tepecik, Filiz (2000), Beşeri Sermaye Teorisi ve Eskişehir’de Bireysel Ücret Gelirleri Arasındaki Farklılıklar, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi - Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- UNECE (2016), Guide on Measuring Human Capital, ECE/CES, 2(2), Paris.
- Vittadini, Giorgio vd. (2003), “A Method for the Estimation of the Distribution of Human Capital from Sample Surveys on Income and Wealth”, Joint Statistical Meetings,

Business & Economic Statistics Section.

- Vittadini, Giorgio ve Lovaglio, Pietro Giorgio (2007), “Evaluation of the Dagum–Slotte Method to Estimate Household Human Capital”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 18(2), 270-278.
- West, Stephen G vd. (1995), “Structural Equation Models with Nonnormal Variables: Problems and Remedies”, Rick H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*, içinde (56–75), Sage Publications, Thousand Oaks, London, New Delhi.
- Wei, Hui (2001), “Measuring the Stock of Human Capital for Australia: A Lifetime Labour Income Approach”, *Australian Bureau of Statistics*, 1-29.
- World Bank (2006), *Where is the Wealth of Nations?*, The World Bank, Washington D.C.
- World Bank (2011), *The Changing Wealth of Nations: Measuring Sustainable Development in the New Millennium*, The World Bank, Washington D.C.
- World Economic Forum (2015), *The Human Capital Report, Employment, Skills and Human Capital Global Challenge Insight Report*, World Economic Forum.
- Yang-Wallentin, Fan ve Jöreskog, Karl G. (2001), “Robust Standard Errors and Chi-Squares for Interaction Models”, George A. Marcoulides and Rendall E. Schumacker (Ed.), *New Developments and Techniques in Structural Equation Modeling*, içinde (159-171), Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey.