

Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeğinin (ÇDCÖ) Yeniden Gözden Geçirilmesi: Korumacı Cinsiyetçiliğin Yapı Geçerliliği ve ÇDCÖ'nün Ölçüm Değişmezliği

Re-visiting Ambivalent Sexism Inventory (ASI): Construct Validity of Benevolent Sexism and Measurement Invariance of ASI

Timuçin Aktan¹ , Bilge Yalçındağ² 



¹Dr. Öğr. Üyesi, Afyon Kocatepe Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, Psikoloji Bölümü, Afyonkarahisar-Türkiye

²Dr. Öğr. Üyesi, Abdullah Gül Üniversitesi, İnsan ve Toplum Bilimleri Fakültesi, Psikoloji Bölümü, Kayseri-Türkiye

ORCID: T.A. 0000-0001-8159-9278;
B.Y. 0000-0001-7867-7845

Sorumlu yazar/Corresponding author:

Timuçin Aktan,
Afyon Kocatepe Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, Psikoloji Bölümü, Ahmet Necdet Sezer Kampüsü, Gazlıgöl Yolu, 03200, Afyonkarahisar, Türkiye
E-posta/E-mail:
taktan@aku.edu.tr

Başvuru/Submitted: 03.11.2020

Revizyon Talebi/Revision Requested:
11.03.2021

Son Revizyon/Last Revision Received:
14.09.2021

Kabul/Accepted: 05.01.2022

Online Yayın/Published Online: 06.04.2022

Citation/Atf: Aktan, T. ve Yalçındağ, V. (2022). Çelişik duygulu cinsiyetçilik ölçeğinin (ÇDCÖ) yeniden gözden geçirilmesi: Korumacı cinsiyetçiliğin yapı geçerliliği ve ÇDCÖ'nün ölçüm değişmezliği. *Psikoloji Çalışmaları - Studies in Psychology*, 42(1): 199–230.
<https://doi.org/10.26650/SP2022-820401>

ÖZ

Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik kuramında, cinsiyetçiliğin düşmanca ve korumacı inançları içerdiği ve korumacı cinsiyetçiliğin korumacı ataerkillik, cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma ve heteroseksüel yakınlıktan oluşan ikinci sıra faktör olduğu belirtilmektedir. Kadınlara yönelik korumacı cinsiyetçiliğin alt boyutlarına yönelik ilgi ise yakın dönemde bir artış göstermiştir. Yakın dönem alan yazınında göze çarpan bu ilgi, Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeği'nin Türkçe versiyonunun yapı geçerliliğini tekrar gözden geçirilmesini önemli kılmaktadır. Bu doğrultuda, mevcut çalışmada, korumacı cinsiyetçiliğin korumacı ataerkillik, cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma ve heteroseksüel yakınlıktan oluşan ikinci sıra faktör olarak tanımlandığı tercih edilen yapısal modeli test etmek amaçlanmıştır. Ayrıca, ölçüm değişmezliği analizi yapılarak ölçeğin yapısının farklı örneklemdeki kararlılığını incelemek de amaçlanmıştır. 2009-2019 yılları arasında farklı çalışmalarda yer almış 1803 katılımcının (1194 kadın, 593 erkek, 16 cinsiyetini belirtmeyen) verileri birleştirilmiştir. Doğrulayıcı faktör analizi bulguları, dört faktörlü modelin (düşmanca cinsiyetçilik ve üç korumacılık türü), diğer modellerden (tek faktörlü model, iki faktörlü model ve "tercih edilen yapısal model") daha iyi uyum gösterdiğine işaret etmiştir. Açıklayıcı yapısal eşitlik modellemesi temelinde yapılmış açıklayıcı faktör analizleri, korumacılık ve düşmanlık şeklinde iki faktörlü bir yapıya işaret etmiş, fakat ölçek içindeki iki maddenin psikometrik açıdan zayıf olduğunu göstermiştir. Son olarak, ölçüm değişmezliği analizleri, devlet ve vakıf üniversitesi örneklemi arasında tam bir değişmezlik olduğunu; kadın ve erkek örneklerinde ise ortalama farkları dışında değişmezlik gözlemlendiğini göstermiştir. Kadın ve erkek karşılaştırmasında örneklem arasında sadece ortalamalar açısından kuramsal olarak beklendiği şekilde değişkenlik gözlenmiş ve erkeklerin cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma dışındaki bütün alt ölçeklerde daha yüksek puanlara sahip olduğu bulunmuştur. Genel olarak bakıldığında, bulgular, çelişik duygulu cinsiyetçilik ölçeğinin yapı geçerliliği ve ölçüm değişmezliği ile ilgili önemli bir destek sağlamakla birlikte, ölçülen kuramsal yapının ve ölçek maddelerinin yeniden gözden geçirilmesi ile ilgili konulara dikkat çekmiştir.

Anahtar Kelimeler: Korumacı cinsiyetçilik, düşmanca cinsiyetçilik, yapı geçerliliği, ölçüm değişmezliği

ABSTRACT

The ambivalent sexism theory states that sexism comprises hostile and benevolent beliefs and that benevolent sexism is a second-order factor consisting of protective paternalism, complementary gender differentiation and heterosexual intimacy. The subdimensions of benevolent sexism toward women have recently piqued people's interest. The Turkish version of the ambivalent sexism inventory's (ASI's) construct validity should be reexamined in light of this apparent interest in contemporary studies. Accordingly, in the current study, the aim is to test the preferred structural model in which protective sexism was defined as a second-order factor consisting of protective patriarchy, complementary differentiation between genders and heterosexual intimacy. Moreover, measurement invariance analysis will be used to test the stability of the scale's structure in different samples. The data of 1803 participants from different studies conducted between 2009 and 2019 (1194 women and 593 men, 16 unidentified) were merged. Findings of the confirmatory factor analyses indicated that the four-factor solution (i.e. hostile sexism and three subfactors of benevolence) fitted the data better than the other models (i.e. one-factor and two-factor models, and the preferred structural model). Explanatory factor analysis via exploratory structural equation modeling revealed a two-factor solution composed of benevolence and hostility, but the findings also underlined two psychometrically weak items. Finally, measurement invariance analyses demonstrated full invariance between private and public university samples, and an invariance between women and men samples except for sample means. Only the means of the samples differed in the women-men comparison, but in a theoretically predicted way, and men had higher scores in all subscales except for complementary gender differentiation. In sum, our findings provided significant support for the construct validity and measurement invariance of ASI while raising questions about the theoretical construct measured and the items needed to be revised.

Keywords: Benevolent sexism, hostile sexism, construct validity, measurement invariance

EXTENDED ABSTRACT

The ambivalent sexism theory contributes to our knowledge of sexism by emphasizing a more indirect form of sexism, benevolent sexism (BS), and its relation to hostility toward women, i.e., hostile sexism (HS, Glick & Fiske, 1996; 2001). Early studies put extensive effort on supporting the multidimensional nature of sexism by showing that BS and HS are distinct but related constructs, and that BS has three subdimensions, namely, protective paternalism (PP), complementary gender differentiation (CGD), and heterosexual intimacy (HI, Glick & Fiske, 1996; Glick et al., 2000). Current studies focused on BS and its relations to system justifying beliefs (Bohner et al., 2010; Jost & Kay, 2005). While these studies emphasize the importance of BS, their focus is limited to BS as a single construct, not its subcomponents. More recently, however, few studies indicated that subcomponents of BS have differing relations to sexist outcomes (Oswald et al., 2019; Salomon et al., 2020).

The limited interest in the subcomponents of BS might stem from incongruent findings regarding the construct validity of the ambivalent sexism inventory (ASI). The "preferred structural model" in which BS was defined as a second-order factor was supported in 16 nations, including Turkey (Glick et al., 2000). In the Portuguese and Basque versions of the scale, a four-factor model fitted the data better than alternatives (Costa et al., 2015; Ibabe et al., 2016). Similarly, Sakallı-Uğurlu (2002) observed a four-factor construct for the Turkish version.

The present study aimed to reevaluate the construct validity of the Turkish version of the ASI and provide further support for the stability of the observed construct by conducting measurement invariance analyses. Thus, answers to the following research questions were sought:

RQ 1. How well is the theoretical construct validity of ASI?

RQ 2. What is the “natural construct” represented in ASI?

RQ 3. Does ASI have a stable construct in different samples?

Method

The data of 1803 participants (1194 women, 593 men and 16 unidentified) from different studies conducted between 2009 and 2019 were arranged. Excluding the participants with missing values on ASI final data set resulted in 1633 participants (see Table 1). Participants were asked to report their gender, major, parents' education level and occupation via a demographic information form. Another scale of the study is the ASI, a 22-item Likert type scale with six response alternatives. Half of the items measure HS. The subcomponents of BS were PP (four items), CGD (three items), and HI (four items). Sakallı-Uğurlu (2002) adapted the scale to Turkish and reported acceptable reliabilities for BC ($\alpha = .78$) and DC ($\alpha = .87$).

For the first question of the study, CFAs were conducted to compare alternative models tested by Glick and Fiske (1996) to reveal whether the preferred structural model fit the present data as it did in the original study. For the second question, ESEM was conducted to examine the natural factor structure of the scale. “Psych” package in R was used for these analyses. Finally, “lavaan” and “semTools” packages were used to run invariance analysis for the third question. Following Putnick and Bornstein (2016), measurement invariance was examined by comparing four models: (a) configural, (b) weak/metric, (c) scalar/strong factorial, and (d) strict, residual invariance uniqueness.

Results

CFA findings indicated that a four-factor model had better fit indices compared to alternatives (see Table 2).

The ESEM analyses revealed a two-factor structure (i.e., BS and HS) and raised questions about two items (See Table 3). Item 5 had loadings higher than .30 on both factors, and item 6 loaded on HS, instead of BS.

Findings supported measurement invariance between public and private university

samples for 2-Factor and 4-Factor models (see Table 4). Comparing women and men samples, partial measurement invariance was supported for both factorial solutions (see Table 5). In line with the previous studies, men were more sexist in all sub-constructs, except for CGD (see Table 6).

Discussion

The findings of CFAs provided sound support for the construct validity of ASI, and specifically for the four-factor model. Therefore, future studies investigating multivariate relations of the subfactors of BS with sexist outcomes should consider not defining benevolence as a second-order variable in their models (Ibabe et al., 2016).

The natural factor structure of ASI was revealed by ESEM to be made up of HS and BS. However, this research raises concerns regarding the psychometric properties of items 5 and 6. Item 5 may be as strongly associated with PP as it is with HS among younger generations. Item 6 may elicit romantic beliefs rather than sexism. As a result, future research should reconsider the meaning conveyed in ASI items to adapt the scale for younger generations.

Findings related to measurement invariance indicated that 2-Factor and 4-Factor solutions were stable between public and private university samples, and between women and men samples. These findings encourage the fact that BS should be considered in detail. Rather than focusing on as a whole, focusing on the different parts of BS may provide a better understanding of its implications.

Türkiye’de kadın cinayetleri, kadına yönelik fiziksel şiddet ve kadınların cinsel istismarı gazete sayfalarında her gün karşılaşılan olaylar olarak gündemi meşgul etmeye devam etmektedir. Kadınlara yönelik bu gibi düşmanca davranışlara karşı toplumda artan bir hassasiyet oluşmuş olsa da bu tür davranışlarda ne yazık ki bir azalma gözlenmemektedir. Bu durumun belki de en önemli sebebi, medyaya yansıyan uç olayların cinsiyetçiliğin tek bir yönünü, yani kadınlara yönelik düşmanlığı resmetmesidir. Günlük yaşamda daha yaygın olarak yaşanan ve iyi niyetli algılanan diğer cinsiyetçi pratikler (örneğin, kadınların erkekler tarafından korunmasının medyada yüceltilmesi ya da kadınların ekonomik olarak güçlendirilmesini amaçlayan projelerde kadınlara rekabet gücü düşük olan biçki dikiş gibi becerilerin kazandırılması) ise göz ardı edilmektedir. Halbuki, cinsiyetçilik söz konusu olduğunda kadınlara yönelik tek yönlü bir düşmanlık-tan bahsetmek mümkün olmamaktadır (Eckes, 2002).

Alanyazındaki çalışmalar incelendiğinde de sosyal bilimcilerin geçmiş dönemde cinsiyetçiliğin kadınlara yönelik düşmanlık ile ilişkili yönüne odaklandıkları görülmektedir. Örneğin, Swim (1997) toplumda eşitlikçi tutumların yaygınlaşması ile birlikte kadınlara yönelik olumsuz tutumların örtük hale geldiğini belirtmiş, Twenge (1997) de kadınlara yönelik düşmanca tutumların açık ölçümlerde azaldığına dikkat çekmiştir. Bu tartışmalarla birlikte, alanyazındaki vurgu kadınlara yönelik görünüşte olumlu tutumların kadınlar için olumsuz çıktıklarına yönelmiştir (örn., Eagly ve Mladinic, 1994). Çelişik duygulu cinsiyetçilik kuramı¹ (Glick ve Fiske, 1996) çerçevesinde yakın dönemde yürütülen çalışmalar da bu vurguyu devam ettirmektedir (örn., Moya ve ark., 2007). Görünüşte olumlu olan bu cinsiyetçi tutumları korumacı cinsiyetçilik olarak adlandıran Glick ve Fiske (1996), korumacılığın birbirinden ayrışan üç alt boyutu olduğunu belirtmiştir. Takip eden çalışmalar, bu alt boyutları birbirinden ayırmadan cinsiyetçi çıktılarla ilişkilendirmiş olsa da günümüz çalışmaları korumacı cinsiyetçiliği oluşturan inançların, bu inançlara özgü cinsiyetçi doğurgularına vurgu yapmaktadır (örn., Kuchynka ve ark., 2018). Ancak, Türkiye’de yürütülen çalışmalarda kadınlara yönelik korumacılığı oluşturan alt boyutların genellikle göz ardı edildiği ve hatta korumacılığın tek bir tutum gibi ele alındığı görülmektedir (örn., Glick ve ark., 2002). Halbuki, Sakallı-Uğurlu (2002) Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeği’nin (ÇCDCÖ) Türkçeye uyarlama çalışmasında, korumacılığı oluşturan inançların yapı geçerliliğine dair deliller sunmuş bulunmaktadır.

1 “Ambivalent sexism” (Çelişik/çelişkili cinsiyetçilik), Türkçeye Sakallı-Uğurlu (2002) tarafından çelişik duygulu cinsiyetçilik şeklinde çevrilmiştir.

Bu durumda, gelecek çalışmalar için ÇDCÖ'nün yapı geçerliliğinin yeniden irdelenmesi ve ölçeğın ölçtüğü yapının farklı örneklemeler için ne derece geçerli olduğunun incelenmesi önem kazanmaktadır. Bu çalışmada, ÇDCÖ'nün sıklıkla kullanıldığı kadın-erkek ve devlet-vakıf üniversiteleri örneklemelerinde benzer bir yapı sergileyip sergilemediğinin incelenmesi amaçlanmıştır. Ancak, alanyazın incelendiğinde ÇDCÖ için farklı faktör çözümlenmelerinin var olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda, ÇDCÖ'nün faktör yapısı geniş bir örneklemede tekrar incelenerek ölçeğın kullanımına dair önerilerde bulunulması amaçlanmıştır. Böylece, korumacı cinsiyetçiliğın alt boyutlarının geçerliliği irdelenerek, kadınlara yönelik korumacılığın oluşturan inançların, bu inançlara özgü çıktılarını incelemeyi amaçlayan gelecek çalışmalar için bir temel oluşturulması hedeflenmiştir.

Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Kuramı

Gruplararası ilişkiler bağlamından bakıldığında, kadınlar ve erkekler arasında karşılıklı bağımlılık içeren bir ilişki olduğu ve bu yüzden cinsiyetçiliğın diğer ayrımcılık türlerinden farklılaştığı dikkat çekmektedir. Bu ilişkide erkekler yapısal (structural power), kadınlar ise ilişkisel (dyadic power) bir güce sahiptir. Söz konusu karşılıklı bağımlılığın, kadınlar ve erkeklerin birbirlerini tamamen dışlayarak tek yönlü düşmanlık içeren bir ayrımcılık sergilemesinin önüne geçtiği belirtilmektedir (Glick ve Fiske, 2001). Özellikle 1990'lı yıllarla birlikte güç kazanan bu bakış açısı, statü açısından dezavantajlı konumda olan kadınlara yönelik cinsiyetçiliğın sadece düşmanca tutumlarla açıklanamayacağına dikkat çekmektedir. Bu dönemde yürütölen çalışmalar, geleneksel rollerini yerine getiren kadınlara yönelik "kadınlar mükemmeldir" etkisinin (Women are Wonderful Effect, Eagly ve Mladinic, 1994) hem kadınların hem de erkeklerin yaptıkları değerlendirmelerde benzer şekilde gözleendiğine işaret etmiştir (Bkz. Glick ve Fiske, 1996; Swim, 1997; Twenge, 1997). Böylece, cinsiyetçiliğın sadece düşmanca tutumlarla açıklanamayacağı düşüncesini destekleyen araştırmalar kadınlara yönelik olumlu tutumlara daha fazla ilgi duyulmasına yol açmıştır.

Kadınlara erkekler arasındaki karşılıklı bağımlılığa dikkat çeken Glick ve Fiske (2001), çelişik duygulu cinsiyetçilik kuramında (Glick ve Fiske, 1996), cinsiyetçiliğın iki formu olan düşmanca ve korumacı cinsiyetçiliğın birbirinden ayırmaktadır. *Düşmanca cinsiyetçilik* (DC), erkeklerin sahip oldukları statü ve gücü tehdit ettiğine inanılan kadınlara yönelik olumsuz tutumları dile getirmektedir (örn., "Bir kadın bir erkeğın bağımlılığın kazandıktan sonra genellikle o erkeğe sıkı bir yular takmaya çalışır."). Koru-

*macı cinsiyetçilik*² (KC) ise, geleneksel rollerini yerine getirdiği düşünülen kadınlara yönelik korumayı ve yüceltmeyi içeren olumlu tutumlara karşılık gelmektedir (örn., “*İyi bir kadın erkeği tarafından yüceltilmelidir.*”). Bu tutumlar her ne kadar birbirinin zıttı gibi görünse de aynı cinsiyetçi sistemden kaynaklandıkları için birbirini tamamlayıcı olarak kabul edilmektedir. Bu iddia ile uyumlu olarak Glick ve arkadaşları (2000), 19 ülkede yürüttükleri kültürlerarası bir çalışmada cinsiyetçiliğin iki boyutunun birbiriyle pozitif yönde korelasyon gösterdiğini bulmuştur.

Glick ve Fiske (1996; 2001), cinsiyetçi sistemin bütün toplumlarda ortak kabul edilen üç kaynağı olduğunu belirtmektedir. Bunlar; erkeklerin genellikle toplumda daha yüksek bir statüde olmasını ve daha fazla güce sahip olmasını dile getiren ataerkillik (paternalism), kadınlar ve erkeklerin toplumda farklı ama birbirini tamamlayıcı görülen rolleri yerine getirmesine karşılık gelen toplumsal cinsiyetler arası farklılaştırma (gender differentiation) ve kadınlarla erkeklerin cinsellik ve üreme için birbirlerine bağımlı olmasını dile getiren heteroseksüellik (heterosexuality) olarak sıralanmaktadır. Glick ve Fiske (1996), bu kaynakların hem DC hem de KC’yi biçimlendirdiğini belirtmektedir. Yürüttükleri ölçek geliştirme çalışmasında, DC’nin sahip olduğu baskıcı ataerkillik (BA: dominative paternalism), cinsiyetler arası yarışmacı farklılaştırma (CYF: competitive gender differentiation) ve heteroseksüel düşmanlık (HD: heterosexual hostility) alt boyutlarının tek bir boyutta toplandığını bulmuşlardır. Buna karşın, araştırmacılar, KC’nin kuramda belirttikleri şekilde, korumacı ataerkillik (KA: protective paternalism, örn., “*Kadınlar erkekler tarafından el üstünde tutulmalı ve korunmalıdır.*”), cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma (CTF: complementary gender differentiation, örn., “*Kadınlar erkeklerden daha ince bir kültür anlayışına ve zevkine sahiptirler.*”) ve heteroseksüel yakınlık (HY: heterosexual intimacy, örn., “*Erkekler kadınsız eksiktirler.*”) boyutlarını içerdiğini gözlemiştir. Glick ve Fiske (1996), DC’nin alt boyutlarının ayrışmamasının, bu alt boyutların kadınlar üzerinde baskı kurma arzusuyla ilişkili olmasından ve böylece birbirinden ayrılamaz bir inanç sistemi oluşturmasından kaynaklandığını belirtmiştir.

Araştırmacılar, DC’yi tek bir faktör ve KC’yi üç alt boyuttan oluşan bir ikinci sıra faktör (second order factor) olarak tanımladıkları bu modeli, “tercih edilen yapısal model” (the preferred structural model) olarak adlandırmıştır (Glick ve Fiske, 1996). Bu

2 “Benevolent sexism”, iyi niyetli/iyiliksever cinsiyetçilik şeklinde çevrilebilir ancak Türkçeye Sakallı-Uğurlu’nun (2002) önerdiği şekilde korumacı cinsiyetçilik şeklinde geçmiştir.

şekilde geliştirdikleri ÇDCÖ'nün psikometrik özelliklerini kültürlerarası inceledikleri çalışmalarında (Glick ve ark., 2000), Küba, Japonya ve Kolombiya dışında, Türkiye dahil 16 ülkede tercih edilen yapısal modelin diğer alternatif modellere göre veriye daha fazla uyum gösterdiğini, ayrıca içinde Türkiye'nin de bulunduğu dokuz ülkede tercih edilen modelin kadın ve erkek örneklerinde benzer şekilde uyum sergilediğini bulmuşlardır. Genel olarak bakıldığında, çelişik duygulu cinsiyetçiliğın ve tercih edilen yapısal modelin, Glick ve Fiske'in (1996) belirttiği gibi bütün kültürlerde ortak olarak var olan bir olgu olduğu görülmektedir.

KC'nin üç alt boyuttan oluştuğu gösterilmiş olsa da takip eden alanyazında KC genellikle tek bir boyut olarak ele alınmıştır. Örneğın, kültürlerarası çalışmalarında Glick ve arkadaşları (2000), cinsiyetçilik göstergeleri ile çelişik duygulu cinsiyetçi tutumlar arasındaki ilişkileri inceledikleri analizlerinde KC'yi tek bir faktör olarak değerlendirmiştir. Bu eğilimin olası bir nedeni, ÇDCÖ ile yürütülen ilk çalışmalarda DC ile doğrudan ilişkili ve açıkça cinsiyet ayrımcılığı içeren pratiklere odaklanılmasıdır. Bu cinsiyetçi pratiklerin KC ile ilişkilerinin zayıf olması da araştırmacıların KC'nin alt boyutlarına odaklanma ihtiyacı duymamasına yol açmış olabilir. Örneğın, üniversite öğrencilerinin eşi dövmeğe yönelik olumlu tutumlarının (Sakallı, 2001), cinsiyetçi şakaları daha komik ve daha az hakaret içeren şekilde algılamasının (Greenwood ve Isbell, 2002), cinsel tacizi önemsizleştirmenin (Russell ve Trigg, 2004; Wiener ve ark., 1997) ve kadın yönetici adaylarını daha olumsuz değerlendirmenin (Masser ve Abrams, 2004) DC ile ilişkili olduğu gösterilmiştir. Söz konusu çalışmalardaki genel bulgu, DC'nin kadınlara yönelik düşmanca tutum ve davranışlarla doğrudan ilişkili olduğu, KC'nin ise belli koşullarda kadınlara yönelik düşmanlığı yordadığıdır. Örneğın, tecavüze uğrayan kadını suçlama ile ilgili yürüttükleri çalışmalarında Abrams ve arkadaşları (2003), KC'nin yabancı tecavüzünde değil, tanıdık tecavüzünde kadının suçlanması ile ilişkili olduğunu göstermiştir. Erken dönemdeki bu çalışmalarda KC tek bir boyut olarak ele alınmış olsa da yakın dönemde yapılan az sayıda çalışma, KC'nin alt boyutlarına odaklanılmasının önemli olduğuna işaret etmiştir. Bu çalışmalardan birinde Angelone ve arkadaşları (2018), DC ve HY'deki artışla birlikte tecavüze uğrayan kadını suçlamanın arttığını, tecavüzcüyü suçlamanın ise azaldığını; CTF'deki artışla ise sadece tecavüzcüyü suçlamanın arttığını bulmuştur. Tecavüz ile ilgili mitlerin onaylanması açısından bakıldığında ise Angelone ve arkadaşları (2021), erkeklerin tecavüz mitlerini daha fazla onayladığını ve bu ilişkiye KA'daki artışın ve CTF'deki azalmanın aracılık ettiğini göstermiştir.

Söz konusu bulgular, KC'nin alt faktörleri ve cinsiyetçiliğin çıktıları arasında farklı şekillerde ilişkiler olduğuna işaret etmektedir. Bu konudaki ilginç bir bulgu Paladino ve arkadaşları (2014) tarafından sunulmuştur. Araştırmacılar, İtalyan katılımcıların Berlusconi'nin medyadaki cinsiyetçi davranışlarına karşı çıkan toplumsal eylemlerde yer alma niyetlerini incelemiştir. Çalışmanın bulguları, DC'nin artmasının protestolarda yer alma niyetini azalttığını; bu etkinin kadınlarda öfke, erkeklerde ise küçük düşürülme duygusu aracılığıyla gerçekleştiğini ortaya koymuştur. Daha da önemlisi, araştırmacılar, kadınların HY'leri arttıkça daha az öfke hissettiklerini ve protestolara katılma niyetlerinin azaldığını; erkeklerin ise CTF'leri arttıkça daha fazla küçük düşürülme duygusu yaşadıklarını ve protestolara katılma niyetlerinin arttığını göstermiştir.

Korumacı Cinsiyetçiliğin Cinsiyet Sistemini Meşrulaştırmayla İlişkisi

Her ne kadar alanyazın KC'nin alt boyutlarının cinsiyetçi sistemin çıktılılarıyla farklılaşan ilişkilere sahip olduğuna işaret etse de KC'ye odaklanan çalışmaların asıl ilgi konusu, cinsiyetçiliğin bu türünün cinsiyetçi sistemi devam ettirmedeki etkisi olagelmıştır. Örneğin, Barreto ve Ellemers (2005), katılımcılarına KC veya DC alt ölçeklerinden maddeler ile oluşturdukları paragraflar sunmuştur. KC paragrafında, korumacılığın üç alt boyutu birer cümleyle temsil edilmiştir. Çalışmanın sonuçları hem kadın hem de erkek katılımcıların korumacı paragrafı daha az cinsiyetçi bulduklarını göstermiştir. Söz konusu bulgu, KC'nin daha az göze çarpan ve böylece cinsiyetçiliğin devam ettirilmesini sağlayan inançlardan oluştuğuna işaret etmiştir. Bu doğrultuda, Jost ve Kay (2005) tarafından yapılan çalışmada, CTF alt boyutundaki ifadelerle maruz bırakıldıklarında katılımcıların sistemi meşrulaştırma eğilimlerinin arttığı gösterilmiştir. Ancak, çalışmanın ikinci deneyinde katılımcılara sunulan dört ifadeden birinin HY, geri kalanların CTF ile ilgili olduğu düşünüldüğünde, araştırmacıların KC'nin alt boyutlarını yeterince ayırtmadığı dikkat çekmektedir.

KC'nin cinsiyet sistemini meşrulaştırma işlevini sağlamasının bir yolu da kadınlara DC'den korunma umudu vermesidir. Örneğin, Glick ve arkadaşları (2000), cinsiyetçi toplumlarda erkeklerin DC'si arttıkça kadınların da KC'sinde bir artış olduğunu göstermiştir. Benzer şekilde Lee ve arkadaşları (2010), kadınların ideal bir eşte aradıkları kaynak sağlama ya da güvenilir olma gibi özelliklerin, sahip oldukları KC inançlarıyla şekillendiğini ortaya koymuştur. Ayrıca, Bohner ve arkadaşları (2010), üniversite öğrencisi kadınların KC tutumlarına sahip olarak sunulan erkekleri cinsiyetçi olmayan erkeklerden daha fazla beğendiklerini ve KC tutumları yüksek erkeklerin daha nadir

bulduğuna inandıklarını belirtmiştir. Bu gibi bulgular, geleneksel rollere uyan kadınların DC ile karşılaşmayacakları vaadini içerdiği için KC'nin kadınlara cezbedici gelebileceğine dikkat çekmektedir. Ancak, KC her ne kadar olumlu ve cezbedici bir tona sahip olsa da kadınlar için kısıtlamalar koyarak dolaylı yoldan ayrımcılığa yol açtığı için hala bir tür cinsiyetçiliktir.

Yakın dönemde yürütölen çalıřmalar, bu iddiayı destekleyen önemli bulgular ortaya koymuřtur. Örneğın, Moya ve arkadaşları (2007) kadınların romantik partner tarafından koyulan KA içerikli kısıtlamaları kabul etmeye daha eğilimli olduğunu göstermiştir. Benzer şekilde, iş görüşmesinde CTF ile ilgili ifadelere (örn. *“Herkes bilir ki erkeklerden daha bakımlı ve kültürlü olan kadınların iş yerindeki varlığı, firmanın onların ahlakından ve ince zevklerinden yararlanması sağlar. Bunlar, sadece erkeklerin çalıştıkları iş yerlerinde genellikle eksiktir.”*) maruz kalmanın kadınların yetkinliklerinden şüphe etme ile ilgili düşüncelerini aktive ederek bilişsel görevlerdeki performansını azalttığı (Dumont ve ark., 2010) ve KC'nin üç alt boyutundan maddelerle oluşturulan bir metne maruz kalmanın kadınların kendilerini ilişki yönelimli tanımlamalarına yol açarak kariyer amaçlarını bozduğu gösterilmiştir (Barreto ve ark., 2010).

Bu gibi çalıřmaların yöntemleri genel olarak incelendiğinde, KC'nin bir ya da birden fazla alt boyutunun aktive edilmesiyle (activation) elde edilen bulguların, KC tutumlarının tümü ile ilgiliymiş gibi yorumlandığı görölmektedir. Bu nedenle de KC'nin hangi alt boyutunun hangi özgün çıktıyla ilişkili olduğu sorusu cevapsız kalmaktadır.

Korumacı Cinsiyetçiliğın Alt Boyutlarının Özgün Çıktıları

KC'nin alt boyutlarının kadınlar için olumsuz sonuçlarını inceleyen yakın dönem çalıřmalar, cinsiyetçiliğe uzun süre maruz kalmanın etkisine odaklanmıştır. Bu bağlamda, Oswald ve arkadaşları (2019), kadınların günlük yaşamlarında korumacı cinsiyetçi davranışlara ne sıklıkla maruz kaldıklarını ölçmek amacıyla Korumacı Cinsiyetçilik Deneyimleri Ölçeği'ni (KCD: Experiences with Benevolent Sexism) geliřtirmiştir. Ölçek içindeki maddeler KA, CTF ve HY alt boyutlarıyla ilişkili günlük yaşam olaylarının deneyimlenme sıklığını ölçecek şekilde düzenlenmiştir. Kadınların günlük hayatta yaşadıkları DC deneyimlerini ölçmek için ise “Cinsiyetçi Olaylar Listesi” (The Schedule of Sexist Events, Klonoff ve Landrine, 1995; Matteson ve Moradi, 2005) ölçeği kullanılmıştır. Arařtırmacıların bulguları, kadınların DC'yi daha az sıklıkta deneyimlediklerini, ancak DC deneyimlerini daha rahatsız edici ve cinsiyetçi olarak değerlendirdiklerini

göstermiştir. Ayrıca, DC deneyimlerinin psikolojik esenlikte azalma, benlikten daha fazla şüphe etme (self-doubt) ve düşük benlik saygısı ile ilişkili olduğu bulgulanmıştır. KC alt boyutlarını deneyimleme sıklığı açısından ise bir farklılaşma olmadığı, ancak KA'nın en rahatsız edici KC türü olarak algılandığı rapor edilmiştir. Bununla birlikte araştırmacılar, KA deneyimlerinin kadınların kendilerinden daha fazla şüphe etmeleri ve psikolojik esenliklerinin azalması ile ilişkili olduğunu; CTF deneyimlerinin ise kendinden şüphe etmeyi azalttığını, psikolojik esenliği ve otoriteye saygı göstermeyi artırdığını bulmuştur. Çalışmanın ilginç bir bulgusu ise HY'nin benlik kavramı ve psikolojik esenlik ile ilgili değişkenlerle ilişkili olmamasıdır.

Salomon ve arkadaşları (2020) benzer bir yaklaşımla Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Deneyimleri Ölçeği'ni (ÇDCD: Experiences with Ambivalent Sexism Inventory) geliştirerek kadınların günlük yaşamdaki korumacı ve düşmanca cinsiyetçi deneyim sıklıklarını incelemişlerdir. Düşmanca deneyimlerin DC ve HD alt boyutlarından, korumacı deneyimlerin ise KA, CTF ve HY alt boyutlarından oluştuğunu gözleyen araştırmacılar; kadınların en az deneyimledikleri cinsiyetçilik türünün HD olduğunu, en fazla deneyimledikleri cinsiyetçilik türünün ise KA ve CTF olduğunu rapor etmişlerdir. Ayrıca, araştırmacılar, HY dışındaki alt ölçeklerin, benlik saygısındaki azalma ve depresif belirtilerdeki artma ile ilişkili olduğunu belirtmiştir.

Akademik alandaki cinsiyetçi deneyimlerin ele alındığı bir çalışmada, kadınların Bilim, Teknoloji, Mühendislik ve Matematik derslerinde (STEM dersleri) sınıf içinde deneyimledikleri KC ve DC davranışlarının ders performanslarına etkisi incelenmiştir (Kuchynka ve ark., 2018). Çalışmanın bulguları, bu dersleri alan kadınların sınıf içinde en yüksek sıklıkla KA ve CTF ile ilişkili deneyimler yaşadıklarını ve sınıf arkadaşı erkeklerin en fazla KA tutumlarına sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca, araştırmacılar, KA deneyimi arttıkça kadınların bilim alanında ilerleme niyetlerinin, bilim alanıyla ilgili benlik yeterliliklerinin ve bu derslerdeki not ortalamalarının azaldığını gözlemişlerdir.

Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeği'nin Farklı Kültürlere Uyarlanması

ÇDCÖ, alanyazına tanıtıldığı günden bu yana birçok kültüre uyarlanmıştır. Örneğin, ÇDCÖ'nün İspanyolcaya adaptasyon çalışmasında Expósito ve arkadaşları (1998), doğrulayıcı faktör analizlerinde tercih edilen yapısal modelin elde ettikleri veriye daha iyi uyum gösterdiğini rapor etmişlerdir. Bununla birlikte, bazı çalışmalarda tercih edilen yapısal modele alternatif olarak KC'nin ikinci düzey bir faktör olarak tanımlanmadığı

dört faktörlü modelin gözleendiği rapor edilmiştir. Örneğın, ÇDCÖ'nün Portekizceye adaptasyon çalışmasında Costa ve arkadaşları (2015), DC ve KC'nin üç alt faktöründen oluşan dört faktörlü modelin veriye daha iyi uyum gösterdiğini belirtmiştir. Benzer bir bulgu, ölçeğın Baskçaya adaptasyon çalışmasında da elde edilmiş, doğrulayıcı faktör analizlerinde dört faktörlü modelin veriye daha iyi uyum gösterdiğini rapor edilmiştir (İbabe ve ark., 2016). Ayrıca, araştırmacılar dört faktörlü modelin İspanyol ve Bask kökenli katılımcılarda benzer şekilde işlediğini ölçüm değışmezliğı analiziyle göstermiştir. Ölçeğın Türkçeye adaptasyon çalışmasında da Sakallı-Uğurlu (2002), yürüttüğü açıklayıcı faktör analizinde özdeğeri 1'den yüksek olan dört faktör gözleendiğini ve korumacılığın alt faktörlerinin birbirinden ayrıştığını belirtmiştir. Bu çalışmalardan farklı olarak, Brezilya kültürüne (Portekizce) adaptasyon çalışmasında, ÇDCÖ'nün açıklayıcı faktör analizinde iki faktörlü bir yapı sergilediğini ve doğrulayıcı faktör analizinde bu yapının veriye iyi uyum gösterdiğini rapor edilmiştir (Formiga ve ark., 2002).

Genel olarak değeriendirildiğinde, ÇDCÖ'nün farklı kültürlerde farklı faktör yapıları sergileyebildiğini görülmektedir. Bu durumda, ölçeğın Türkçe versiyonunun nasıl bir faktör yapısı gösterdiğini sorusu önem kazanmaktadır. Her ne kadar Sakallı-Uğurlu (2002) ÇDCÖ'nün dört faktörlü bir yapı sergilediğini rapor etmiş olsa da tercih edilen yapısal modeli test etmemiş olması ve bu model ile ilgili Türkiye'den elde edilen verilerin sadece Glick ve arkadaşları (2000) tarafından özet şeklinde sunulmuş olması ölçeğın Türkçe versiyonunun yeniden gözden geçirilmesini gerekli kılmaktadır. Ayrıca, ÇDCÖ'nün Türkçe versiyonunun ölçeğın sıklıkla kullanıldığı kadın-erkek ve devlet-vakıf üniversiteleri örneklemelerinde benzer bir faktör yapısına sahip olup olmadığı sorusu bugüne kadar çalışılmamıştır.

Mevcut çalışmada, Türkiye'de 2002'den beri kullanılmakta olan ÇDCÖ'nün psikometrik özelliklerinin üniversite öğrencilerinden farklı yıllarda toplanmış geniş bir veri seti üzerinde incelenmesi amaçlanmaktadır. Bu bağlamda, bu çalışmada aşağıdaki sorulara yanıt aranmıştır.

Sl. Ölçeğın teorik yapı geçerliğı nasıldır?

Ölçeğın geliştiricileri tarafından önerilen tercih edilen yapısal modelde, ÇDCÖ'nün teorik yapısının DC ve KC boyutlarından; KC'nin ise ikinci sıra üç alt boyuttan oluştuğı (KA, CTF ve HY) belirtilmiştir (Glick ve Fiske, 1996; Glick ve ark., 2000). Mevcut çalışmada doğrulayıcı faktör analizleri yürütülerek önerilen yapısal model diğer olası modellerle kıyaslanmıştır.

S2. Ölçeğin doğal yapısı nasıldır?

Tercih edilen yapısal model ÇDCÖ için önerilmiş olsa da Sakallı-Uğurlu (2002) Türkçe uyarlama çalışmasında açıklayıcı faktör analiziyle dört faktörlü bir yapı rapor etmiştir. Türkiye’de yapılan çalışmalarda ise ölçek iki faktörlü olarak kullanılmıştır. Söz konusu durum, açıklayıcı faktör analizlerinde ölçeğin doğal yapısının iki faktörlü olabileceğini düşündürmektedir. Bu nedenle, açıklayıcı faktör analizleri yürütülerek ÇDCÖ’nün doğal faktör yapısı da incelenmiştir.

S3. Ölçek farklı örneklemlerde benzer bir yapı mı sergilemektedir?

Alanın en çok kullanılan ölçeklerinden biri olan ÇDCÖ, pek çok farklı özellikteki örnekleme uygulanmaktadır. Ancak, farklı özellikleri olan örneklemlerde çelişik duygulu cinsiyetçiliğin benzer şekilde temsil edilip edilmediği önemli bir sorudur. Glick ve arkadaşları (2000), 19 ülkeden elde ettikleri verilerle yürüttükleri çalışmada, Türkiye’nin de dahil olduğu dokuz ülkede cinsiyetçiliğin kadınlarda ve erkeklerde benzer bir faktör yapısı sergilediğini rapor etmiştir. Bu çalışmada, söz konusu bulguya destek sağlamakla birlikte farklı sosyo-ekonomik arka planları temsil ettiği düşünülebilecek devlet ve vakıf üniversitesi öğrencileri arasında da bir karşılaştırma yapılmıştır. Ayrıca, mevcut çalışmada Glick ve arkadaşlarının (2000) kadın ve erkek örneklemini karşılaştırmak için kullandıkları yöntemden farklı olarak ölçüm değişmezliği analizi yapılmıştır. Böylece, önerilen yapısal modelin farklı örneklemlerde sadece şekilsel uyumu değil birden çok psikometrik ölçüt açısından uyumu incelenmiştir. Sonuç olarak, yürütülen analizler ile ÇDCÖ’nün farklı örneklemlerde karşılaştırılabilir sonuçlar elde etmek için kullanılıp kullanılmayacağı test edilmiştir.

Yöntem

Katılımcılar

Çalışmanın verisini, 2009-2019 yılları arasında çalışmanın birinci yazarı tarafından çeşitli devlet ve vakıf üniversitelerinin öğrencilerinden toplanmış 12 veri seti oluşturmaktadır. Öğrencilere anket soruları kâğıt-kalem testi olarak dağıtılmıştır ve çalışmalara katılımları karşılığında bonus puan verilmiştir.

Veri setleri SPSS’te “merge” fonksiyonu kullanılarak birleştirilmiştir. Demografik bilgilerin sunumunu kolaylaştırmak amacıyla, aynı yıl içinde toplanmış veriler bir “yıl” değişkeni yaratılarak kodlanmış, böylelikle veri beş zaman grubunda özetlenmiştir. Bu beş zaman gruplu verinin örneklem büyüklükleri, cinsiyet dağılımı, üniversite dağılımı

ve ÇDCÖ'den alınan puanlar Tablo 1'de sunulmuştur. Buna göre, 10 yıllık bir zaman diliminde 1488'i vakıf (%82.53), 315'i devlet (%17.47) üniversitesi olmak üzere toplam 1803 kişiden (1194 kadın, 593 erkek ve 16 cinsiyetini belirtmeyen) veri toplanmıştır. ÇDCÖ'de eksik verisi olan katılımcıların çıkarılmasıyla, analizler 1633 katılımcıdan oluşan veri seti üzerinden devam ettirilmiştir. Devlet üniversitesinde ulaşılan katılımcıların 37'si (%12.90) ve vakıf üniversitelerinden ulaşılan katılımcıların 444'ü (%40.80) psikoloji bölümünde okuduklarını belirtmiştir.

Baba eğitimi lise ve altı düzeyde olan devlet ($N = 181$, %62.20) ve vakıf ($N = 667$, %58.05) üniversitelerinden katılımcıların benzer oranda olduğu görülmüştür. Anne eğitimi lise ve altı düzeyde olan katılımcıların vakıf üniversitesi örnekleminde ($N = 869$, %75.76) devlet üniversitesi örneklemindekenden ($N = 291$, %69.42) görece daha fazla olduğu görülmüştür. Anne ve baba mesleğinin ölçüm formatı çalışmalar arasında farklılaştığı için doğrudan bir karşılaştırma yapılamamıştır. Bununla birlikte, babasının işsiz olduğunu beyan edenlerin oranının devlet üniversitesi örnekleminde ($N = 4$, %1.40) vakıf üniversitesi örneklemindekenden ($N = 4$, %0.70) görece daha fazla olduğu görülmüştür. Ayrıca, annesinin "ev hanımı" olduğunu belirten katılımcı oranının devlet üniversitesindekilere ($N = 163$, %56.60) göre vakıf üniversitesindeki katılımcılarda ($N = 410$, %66.10) daha yüksek olduğu gözlenmiştir.

Tablo 1.

Çalışmada Kullanılan Veri Setleri Hakkında Özet Bilgi

Veri seti yılı	n (K, E, B)	Yaş	Yaş	Korumacı Cinsiyetçilik Ort. (SS)			Düşmanca Cinsiyetçilik Ort. (SS)			Üniversite ^a
		Ort. (SS)	Min - Mak	Kadın	Erkek	Toplam	Kadın	Erkek	Toplam	
2009	460 (249, 200, 11)	21.52 (2.60)	18-46	3.96 (.96)	3.69 (.78)	3.84 (.90)	3.62 (.94)	4.22 (.90)	3.88 (.96)	Okan Ü.
2011	229 (167, 62)	21.35 (2.79)	18-48	3.40 (1.03)	3.60 (.81)	3.45 (.98)	3.25 (.89)	3.67 (.93)	3.36 (.92)	ODTÜ
2015	205 (153, 50, 2)	21.11 (3.12)	18-51	3.88 (1.06)	3.81 (1.04)	3.86 (1.05)	3.27 (1.00)	3.86 (.83)	3.42 (.99)	Toros Ü. Mersin Ü.
2018	543 (342, 199, 2)	21.27 (2.11)	18-32	3.57 (1.18)	4.08 (.93)	3.76 (1.12)	3.08 (1.10)	3.93 (1.06)	3.39 (1.16)	NNYÜ
2019	366 (283, 82, 1)	21.56 (2.94)	18-48	3.17 (1.14)	3.84 (.81)	3.32 (1.11)	2.90 (1.09)	3.77 (.77)	3.09 (1.08)	NNYÜ
Toplam	1803 (1194, 593, 16)	21.39 (2.63)	18-51	3.57 (1.13)	3.84 (.88)	3.66 (1.06)	3.20 (1.05)	3.98 (.95)	3.45 (1.08)	Hepsi

Not. K = Kadın; E = Erkek; B = Bilinmeyen. ODTÜ = Orta Doğu Teknik Üniversitesi; NNYÜ = Nuh Naci Yazgan Üniversitesi. 2009 ve 2011 verileri birinci yazarın doktora tezi kapsamında toplanmıştır. Tez çalışması TÜBİTAK 2211 Yurt İçi Doktora Burs Programı kapsamında desteklenmiştir. 2015 yılında Toros Üniversitesinden (Vakıf) 119, Mersin Üniversitesinden (Devlet) 86 katılımcıdan veri toplanmıştır. Bu veriler, farklı kapsamdaki bir çalışmada birinci yazar tarafından yayımlanmıştır. 2018 yılında elde edilen verilerin bir bölümü birinci yazar tarafından farklı kapsamdaki bir çalışma olarak yayımlanmıştır.

Veri Toplama Araçları

Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeği (ÇDCÖ)

Glick ve Fiske (1996) tarafından geliştirilen 22 maddelik ölçek içindeki maddelerin yarısı DC (2, 4, 5, 7, 10, 11, 14, 15, 16, 18, 21 numaralı maddeler) diğer yarısı ise KC boyutunu oluşturmaktadır. BA, CYF ve HD boyutlarını temsil eden maddeler tek bir faktör altında toplanarak DC'yi oluşturmaktadır. İkinci sıra faktör olan KC altında ise KA (3, 9, 17, 20), CTF (8, 19, 22) ve HY (1, 6, 12, 13) faktörleri toplanmaktadır. Ölçekteki bazı maddelerin cümle yapısı Glick ve arkadaşları (2000) tarafından tekrar gözden geçirilmiş ve ölçeğin son hali Sakallı-Uğurlu (2002) tarafından Türkçeye uyarlanmıştır. Ölçek maddeleri arasında ters kodlanan bir madde yoktur ve 6'lı bir Likert ölçekte kodlanmaktadır (1= "kesinlikle katılmıyorum", 6= "kesinlikle katılıyorum").

Ölçeğin uyarlama çalışmasında DC ($\alpha = .87$, faktör yükleri = $.77-.57$) ve KC ($\alpha = .78$, faktör yükleri = $.81-.57$) arasındaki korelasyon $.29$ olarak rapor edilmiştir ($p < .001$). Erkekler DC ve KA, kadınlar ise CTF alt boyutlarında daha yüksek puan almışlardır (Sakallı-Uğurlu, 2002). Glick ve Fiske (1996) ve Glick ve arkadaşlarının (2000) çalışmalarında da DC ve KC arasında $.37$ ve $.71$ arasında değişen pozitif korelasyonlar gözlenmiştir.

Demografik Bilgi Formu

Katılımcılar demografik bilgi formunda cinsiyet, yaş, bölüm, ebeveyn eğitimi ve mesleği ile ilgili soruları yanıtlamışlardır.

Veri Analizi

Analizler, SPSS, Jamovi ve R aracılığı ile yürütülmüştür. Analiz sürecinde izlenen yol, araştırma sorularına uygun olarak aşağıda belirtilmiştir.

SI için ölçeğin geliştiricilerinin (Glick ve Fiske, 1996; Glick ve ark. 2000) analiz yöntemleri takip edilerek doğrulayıcı faktör analizleri (DFA) yürütülmüş ve "tercih edilen yapısal model" veri setine uyum açısından diğer alternatif modellerle karşılaştırılmıştır. ÇDCÖ'nün yapı geçerliğini test etmek amacıyla, araştırmacıların izlediği yol takip edilerek bir dizi DFA yapılmıştır. Buna göre, şu dört model test edilmiştir: 1) 22 maddenin tek bir cinsiyetçilik faktörünün göstergesi olduğu tek faktörlü model, 2) 11'er maddenin sırasıyla KC ve DC faktörlerinin göstergesi olduğu iki faktörlü model, 3) "tercih edilen yapısal model" olarak adlandırılan, KC ve onun alt faktörleri olan KA, CTF, HY ile DC'den oluşan ikinci sıra faktörlü model ve son olarak, 4) KA, CTF, HY

ve DC'den oluşan dört faktörlü model. Üçüncü modelde, Glick ve Fiske'in (1996) orijinal çalışması takip edilerek KC'nin alt faktörleri DC ile ilişkilendirilmemiştir. Teorik yapı geçerliğine dair analizler R'da "lavaan" paketi (Rosseel, 2012) ile yürütülmüştür.

S2 için ölçeğin doğal yapısı, doğrulayıcı faktör analizinin sağladığı bilgidan faydalanarak, Açıklayıcı Yapısal Eşitlik Modeli (AYEM: Exploratory Structural Equation Modeling-ESEM) ile incelenmiştir. Doğal yapıyı ortaya çıkarmak için geleneksel faktör analizi ya da temel bileşenler gibi analizler yerine AYEM'in seçilmesinin birkaç nedeni vardır. AYEM geleneksel faktör analizi ve doğrulayıcı faktör analizinin özelliklerini birleştirmekte, ölçüm ve yapısal modelleri aynı anda test etmektedir (Asparouhov ve Muthén, 2009). Seçilen çözümün veri ile ne kadar iyi uyduğunu uyum indeksleri vererek göstermekte ve araştırmacının daha güvenle ilerlemesini sağlamaktadır. AYEM, R'da "psych" paketi (Revelle, 2017) ile yürütülmüştür.

S3 için ölçüm değişmezliği analizi, eldeki yapının farklı örneklem gruplarında benzer şekilde ölçülüp ölçülmediğini anlamak amacıyla yürütülmüştür. Analiz, DFA temelinde yapılmaktadır ve dört adımda incelenmektedir (Putnick ve Bornstein, 2016): a) şekilsel model (configural), b) metrik model (weak/ metric), c) ölçek model (scalar/ strong factorial), d) katı model (strict, residual invariance uniqueness). Bu modeller birbiriyle karşılaştırıldıktan sonra, son adımda ortalamalar karşılaştırılır. Şekilsel ölçüm değişmezliğinde, gruplar arasında genel faktör yapısının eşitliği test edilir. Metrik modelde gruplar arasında faktör yüklerinin eşitliği, ölçek modelde gruplar arasında maddelerin sabitlerinin eşitliği, katı modelde maddelerin artık (residual) varyanslarının gruplar arasındaki denkliliği test edilir. Bu dört adım tamamlandıktan sonra ise gizil faktörlerdeki grup ortalamaları karşılaştırılır (Putnick ve Bornstein, 2016). Ölçüm değişmezliğinin varlığından bahsedebilmek için, her bir adımda modelin uyum göstergelerinin hem genel anlamda iyi olması hem de bir önceki modelden farklı olmaması gerekir. Bir önceki modelden farklı olup olmadığına karar vermek için metrik modelde CFI'da $\leq .010$, RMSEA'de $> .015$ veya SRMR'de $\geq .030$ kadar bir farkın değişmezliğin zayıf ihlali; ölçek veya katı modellerde CFI'da $\leq .010$, RMSEA'de $\geq .015$ veya SRMR'de $\geq .010$ şeklindeki ölçütün ise değişmezliğin güçlü ihlali olarak kullanılması önerilmiştir (Chen, 2007). Analiz R'da "lavaan" (Rosseel, 2012) ve "semTools" (Jorgensen ve ark., 2020) paketleri ile yürütülmüştür.

Bu üç analizde de bir dizi uyum indeksine ($\Delta\chi^2$, χ^2/SD , CFI, TLI, RMSEA, SRMR, RMSR, Adj. Gammahat ile AIC, BIC, Adj. BIC) bakılarak, test edilen modellerden han-

gisinin en iyi uyum gösteren model olduğuna karar verilir. Bu karşılaştırmada χ^2 değerlerinde oluşan farklılığın ($\Delta\chi^2$) anlamlı olup olmadığına, değişen serbestlik derecesi (ΔSD) değerleri temel alınarak, χ^2 tablosunda kritik değerle karşılaştırılarak karar verilir. Ayrıca, örneklem büyüklüğüne duyarlı bir istatistik olduğu için, χ^2 yerine χ^2/SD oranı daha önemlidir ve bu oranın 1/3 ya da tercihen 1/5 olması beklenir (Marsh ve Hocevar, 1985; Sümer, 2000). Modelin iyi uyum gösterdiğini söylemek için TLI, CFI ve Gamma-Hat'in kesme değerlerinin .95'e yakın (Hu ve Bentler, 1999), kabul edilebilir olması için ise en az .90 olması (Hooper ve ark., 2008) beklenmektedir. İyi bir uyum için RMSEA ve SRMR'nin (RMSR) sırasıyla .06 ve .08'e yakın değerler alması (Hu ve Bentler, 1999), kabul edilebilir olması içinse .08 ve .10'un altında olması beklenir (Kline 2015; Schermelleh-Engel ve ark., 2003). AIC, BIC (Adj. BIC) değerleri ise modeller arasında karşılaştırılır, karşılaştırılan modellerden daha düşük değerlere sahip olan tercih edilir (Hooper ve ark., 2008; Schermelleh-Engel ve ark., 2003).

Bulgular

Doğrulayıcı Faktör Analizi

Analiz sonuçları tüm modellerde, gizil değişkenlerde yüklenen maddelerin faktör yüklerinin anlamlı olduğunu göstermiştir, ancak modellerin uyum düzeyleri açısından bakıldığında dört faktörlü modelin (dördüncü model) diğerlerinden daha iyi bir uyum sağladığı görülmektedir (Bkz. Tablo 2).

Açıklayıcı Yapısal Eşitlik Modeli (AYEM)

ÇDCÖ'nün doğal yapısını test etmek amacıyla yürütülen AYEM analizinde, paralel analiz 6.16, 1.75, 0.33, 0.22, 0.19 ve 0.12 özdeğerlerine sahip altı faktörlü bir çözüm önermiştir. Birden altıya kadar olan faktör yapıları incelendiğinde, faktör sayısı arttıkça uyum indekslerinin iyileştiği görülmüştür. Ancak aynı maddelerin konfigürasyonu/faktörlerde yüklenmesi için söylemek mümkün olmamıştır. Bu çözümlerde, genel olarak DC'nin belirgin bir yapı olduğunu, KC'nin ise değiştiğini söylemek mümkündür. KC'nin kuramsal alt faktörü olan HY'nin genellikle ayrı bir faktör olarak ortaya çıktığı görülmüştür.

Bu durumda, sadece ilk iki özdeğerin birden büyük olması ve diğerlerinin çok düşük olması, yamaç birikinti grafiğinin (scree plot) bunu desteklemesi ve iki faktörlü çözümün daha yorumlanabilir olması nedeniyle, kuramsal alt yapı da dikkate alınarak iki faktörlü oblimin rotasyonlu bir faktör analizi kabul edilmiştir. Bu analizin uyum indeksleri, TLI faktörleme güvenilirliği = .89, CFI = .91, RMSEA (%90 GA) = .058 (.055-

.061), RMSR = .04, BIC = -170.73 şeklindedir. TLI'nın görece düşüklüğüne rağmen (tercihen > .90), iki faktörlü çözümün uyum indekslerinin iyi olduğu söylenebilir.

Tablo 2.
Doğrultayıcı Faktör Analizlerinde Elde Edilen Uyum İndeksleri

Model	X ²	SS	X ² /SS	Δ η^2	ΔSS	CFI	TLI	AIC	BIC	Adj. BIC	RMSEA (90% GA)	SRMR
22 Madde												
(1) 1-faktörlü	3589.287***	209	17.17	-	.709	.678	130888.116	131125.753	130985.972		.100*** (.097- .102)	.088
(2) 2-faktörlü	1616.502***	208	7.77	1972.785***	1	.879	128917.447	129160.366	129017.409		.064*** (.061- .067)	.058
(3) Tercih edilen	1358.466***	205	6.62	258.036***	3	.901	128665.412	128924.524	128772.036		.059*** (.056- .062)	.057
(4) 4-faktörlü	1315.440***	203	6.48	43.026***	2	.904	128626.386	128896.295	128737.453		.058*** (.055- .061)	.054
20 Madde												
(1) 1-faktörlü	3325.472***	170	19.56	-	.698	.662	119225.314	119441.241	119314.168		.107*** (.103- .110)	.095
(2) 2-faktörlü	1147.457***	169	6.79	2178.015***	1	.906	117049.299	117270.624	117140.374		.060*** (.056- .063)	.049
(3) Tercih edilen	900.422***	166	5.42	247.035***	3	.930	116808.264	117045.784	116906.003		.052 (.049- .055)	.046
(4) 4-faktörlü	863.951***	164	5.27	36.471***	2	.933	116775.793	117024.109	116877.974		.051 (.048- .055)	.042

*** $p < .001$. Not: Bütün modellerde bütün yükler $p < .05$ 'te anlamlıdır. Yirmi maddelik ÇDCÖ'de 5 ve 6 numaralı maddeler çıkarılmıştır. En iyi model kalın olarak belirtilmiştir.

Oluşan iki faktör arasındaki korelasyon .47 olarak bulunmuştur. DC maddelerinden oluşan birinci faktörün %20, KC maddelerinden oluşan ikinci faktörün ise %17 oranında

da varyans açıkladığı görülmüştür (Bkz. Tablo 3). Madde yükleri incelendiğinde, bir DC maddesi olan 5. maddenin (“Kadınlar çok çabuk alınırlar”) ve bir KC maddesi olan 6. maddenin (“Karşı cinsten biri ile romantik ilişki olmaksızın insanlar hayatta gerçekten mutlu olamazlar”) en zayıf maddeler olduğu tespit edilmiştir. Bunlardan ilki olan 5. madde, her iki faktörden de .30’un üzerinde yük alarak çapraz yüklenmiş; 6. madde ise kuramsal olarak kendi faktörü olan KC’den .24, kendi faktörü olmayan DC’den ise .30 yük almıştır.

Faktörlerin iç tutarlılığına bakıldığında her iki faktörün de tatmin edici olduğu görülmüştür. Cronbach alfa değeri DC için .87 olup madde toplam korelasyonları .50 (5. madde) ile .64 arasında değişmiştir. KC faktörü için ise Cronbach alfa .84 olup madde toplam korelasyonları .37 (6. madde) ile .65 arasında değişmiştir.

Tablo 3.

AYEM Sonucunda ÇDCÖ’nün Faktör Yükleri

Maddeler	Faktörler	
	F-1	F-2
15- Bir kadın bir erkeğin bağlılığını kazandıktan sonra genellikle o erkeğe sıkı bir yular takmaya çalışır.	.73	-.05
16- Adaletli bir yarışmada kadınlar erkekler karşı kaybettikleri zaman tipik olarak kendilerinin ayrımcılığa maruz kaldıklarından yakınır.	.70	-.06
14- Kadınlar işyerlerindeki problemleri abartmaktadırlar.	.68	-.02
11- Kadınlar erkekler üzerinde kontrolü sağlayarak güç kazanmak hevesindedirler.	.67	.00
21- Feministler erkekler makul olmayan istekler sunmaktadırlar.	.61	.06
2- Gerçekte birçok kadın “eşitlik” arıyoruz maskesi altında işe alınmalarda kendilerinin kayırılması gibi özel muameleler arıyorlar.	.60	-.04
18- Erkekler cinsel yönden yaklaşılabılır olduklarını gösterircesine şakalar yapıp daha sonra erkeklerin tekliflerini reddetmekten zevk alan birçok kadın vardır.	.58	.03
4- Birçok kadın masum söz veya davranışları cinsel ayrımcılık olarak yorumlamaktadır.	.54	.00
7- Feministler gerçekte kadınların erkeklerden daha fazla güce sahip olmalarını istemektedirler.	.53	.11
10- Birçok kadın erkeklerin kendileri için yaptıklarına tamamen minnettar olmamaktadırlar.	.52	.14
5- Kadınlar çok çabuk alınırlar	.37	.31
6- Karşı cinsten biri ile romantik ilişki olmaksızın insanlar hayatta gerçekten mutlu olamazlar.	.30	.24
17- İyi bir kadın erkeği tarafından yüceltilmelidir.	.07	.70
13- Erkekler kadımsız eksiktirler.	.02	.68
9- Kadınlar erkekler tarafından el üstünde tutulmalı ve korunmalıdır.	-.03	.67
12- Her erkeğin hayatında hayran olduğu bir kadın olmalıdır.	.09	.61
22- Kadınlar erkeklerden daha ince bir kültür anlayışına ve zevkine sahiptirler.	-.13	.61
1- Ne kadar başarılı olursa olsun bir kadının sevgisine sahip olmadıkça bir erkek gerçek anlamda bütün bir insan olamaz.	.02	.60
19- Kadınlar erkeklerden daha yüksek ahlaki duyarlılığa sahip olma eğilimindedirler.	-.12	.59
8- Birçok kadın çok az erkekte olan bir saflığa sahiptir.	.00	.47
3- Bir felaket durumunda kadınlar erkeklerden önce kurtarılmalıdır.	.03	.43

20- Erkekler hayatlarındaki kadın için mali yardım sağlamak için kendi rahatlarını gönüllü olarak feda etmelidirler.	.21	.42
--	-----	-----

Not. Ölçek maddeleri Sakallı-Uğurlu'nun (2002) makalesinden alınmıştır. F-1: Düşmanca Cinsiyetçilik, F-2: Korumacı Cinsiyetçilik.

Bu analizde KC'nin alt faktörleri gözlenmemiş olsa da ileriki analizlerde bu alt faktörler de inceleneceği için iç tutarlılık katsayıları hesaplanmıştır. Buna göre, KC'nin alt faktörlerine bakıldığında Cronbach alfa değeri KA, CTF ve HY için sırasıyla .70, .60 ve .74'tür. Her iki faktörde de herhangi bir maddenin çıkarılması ile alfa değerinde bir iyileşme elde edilmemiştir.

Faktör yükleri açısından zayıf bulunan 5. ve 6. maddeler çıkarılarak, ÇDCÖ'nün kalan 20 maddesiyle yürütülen AYEM analizi sonuçları, paralel analiz özdeğerleri 5.59, 1.75, .29, .18 ve .14 olan beş faktörlü bir çözüm önermiştir. Özdeğer büyüklüğü, yamaç birikinti grafiği ve teorik yapıdan hareketle yine iki faktörlü bir çözüm kabul edildiğinde TLI faktörlere güvenirliliği = .902, CFI = .922, RMSEA (%90 GA) = .057 (.054-.061), RMSR = .04, BIC = -159.19 şeklinde hesaplanmıştır. Birinci faktör için yükler .51 ile .73 arasında değişmiş ve varyansın %20'sini açıklamıştır; ikinci faktör için .42 ile .69 arasında değişmiş ve varyansın %18'ini açıklamıştır. İki faktörde de .30'dan fazla yük alan çapraz yüklü madde gözlenmemiştir. Faktörler arası korelasyon .46 olarak hesaplanmıştır. Bir başka deyişle, ölçekten 5. ve 6. maddeler çıkarıldığında, ölçeğin faktör yapısında bir miktar iyileşme olduğu görülmüştür. Güvenirlilik analizleri, iç tutarlılığın DC için .87, KC için .84 olduğunu; madde toplam korelasyonlarının sırasıyla .50 ile .65 ve .41 ile .65 arasında değiştiğini göstermiştir. KC'nin alt faktörlerine bakıldığında ise Cronbach alfa değerleri KA, CTF ve HY için sırasıyla .70, .60 ve .76'dır. Yirmi maddelik ölçekte, herhangi bir maddenin çıkarılması ile alfa katsayısında bir yükselme elde edilmemiştir (KC alt faktörü HY hariç). Genel olarak bakıldığında, KC faktöründe ki 6. maddenin en zayıf madde olduğu görülmektedir.

Bu iki maddenin çıkarılmasıyla oluşan 20 maddelik ölçekte DFA analizleri de en iyi modelin yine dört faktörlü model olduğunu göstermiştir (Bkz. Tablo 2). Tablo 2'deki dört faktörlü model sonuçları karşılaştırıldığı zaman ise 20 maddelik ölçeğin 5. ve 6. maddeleri de içeren 22 maddelik haline göre sonuçlarının bir miktar daha iyi olduğu görülmektedir.

Devlet ve Vakıf Üniversitesi Öğrencileri Arasında ÇDCÖ'nün Ölçüm Değişmezliği

Ölçüm değişmezliği analizinde, 291 devlet üniversitesi öğrencisi tutulmuş, ancak 1488 vakıf üniversitesi öğrencisi arasından 293 öğrenci seçkisiz olarak seçilerek iki örneklemden katılımcı sayıları denk hale getirilmiştir. Analiz, 22 maddenin tamamına

Tablo 4.

ÇDCÖ' de Devlet ve Vakıf Üniversiteleri Örneklemeleri Arasında Ölçüm Değişmezliği Analizi

Model	SS	χ^2	$\Delta\chi^2$	ΔSS	AIC	Adj. BIC	CFI	ΔCFI	TLI	Adj. Gamma	SRMR	$\Delta SRMR$	RMSEA (%90 GA)	$\Delta RMSEA$
2-Faktör Bütün Örneklem	208	685.283***			45158.551	45212.338	.895		.883	.916	.057		.063*** (.058-.068)	
Devlet	208	527.444***			21970.711	21993.306	.845		.828	.889	.070		.073*** (.065-.080)	
Vakıf	208	455.870***			23082.552	23105.453	.903		.892	.913	.063		.064** (.056-.072)	
Şekilsel	416	983.314			45141.263	45301.428	.877		.864		.064		.068 (.063-.074)	
Metrik	436	1006.201	22.89	20	45124.149	45260.410	.877	.001	.869		.068		.067 (.062-.072)	
Ölçek	456	1103.983	97.78***	20	45182.932	45294.287	.860	.017	.858		.071	.003	.070 (.065-.075)	.003
Katı	478	1160.910	56.93***	22	45194.859	45280.918	.852	.008	.857		.073	.002	.070 (.065-.075)	.00
Ortalamalar	480	1161.040	0.13	2	45190.988	45274.657	.853	.000	.858		.073	.00	.070 (.065-.075)	.00
4-Faktör Bütün Örneklem	203	541.801***			45025.069	45084.833	.925		.915	.938	.051		.053 (-.048-.059)	
Devlet	203	446.442***			21899.709	21924.815	.882		.866	.912	.067		.064** (.056-.072)	
Vakıf	203	379.537***			23016.219	23041.665	.931		.922	.935	.053		.054 (.046-.063)	
Şekilsel	406	825.979***			45003.928	45176.046	.909		.897		.058		.060** (.054-.065)	
Metrik	424	851.694***	25.7	18	44993.643	45144.246	.907	.002	.899		.063	.005	.059** (.053-.064)	.001
Ölçek	442	912.871***	61.2***	18	45018.819	45147.908	.898	.009	.893		.065	.002	.060** (.055-.066)	.002
Katı	464	977.814***	64.9***	22	45039.763	45142.556	.889	.009	.889		.066	.001	.062** (.056-.067)	.001
Ortalamalar	468	1006.386***	28.6***	4	45060.335	45158.347	.883	.005	.885		.067	.001	.063*** (.057-.068)	.001

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Ölçek, iki faktörlü çözümde KC ve DC şeklinde; dört faktör çözümde DC, KA, CTF, HY şeklinde düzenlenmiştir. Analizler 22 maddelik CDCÖ'ne yürütülmüştür. Analiz ölçütünü ihlal eden fark değeri kalın olarak gösterilmiştir.

hem iki faktör çözümü hem de DFA’da daha iyi bir uyum gösteren dört faktör çözümü (Bkz. Tablo 4) için uygulanmıştır³. Her iki çözümde de vakıf üniversitesi öğrencilerinden oluşan örneklem verisi, AIC ve Adj. BIC değerleri hariç, modele daha iyi uyum sağlamıştır. Ayrıca, dört faktörlü çözümün uyum değerlerinin iki faktörlü çözümünkinden daha iyi olduğu görülmüştür.

Ölçüm değişmezliği açısından bakıldığında, iki faktörlü çözümde metrik ve ölçek modeller arasında sadece ΔCFI ihlali meydana gelmiştir, RMSEA ve SRMR’de herhangi bir ihlal meydana gelmemiştir. Dört faktörlü modelde ise herhangi bir ihlal meydana gelmemiştir. Sonuç olarak, ölçeğin devlet ve vakıf üniversitesi öğrencileri arasında hem iki faktörlü hem dört faktörlü modeller için bir ölçüm değişmezliği gözlenmiştir.

Ölçekte, devlet ve vakıf üniversitesi öğrencileri ortalamalar bakımından da bir farklılık göstermemiştir. Genel olarak değerlendirildiğinde, 22 maddelik ÇDCÖ içindeki iki zayıf maddeye rağmen ölçeğin iki farklı üniversite türünde ölçüm değişmezliğinin bulunduğu ve bu zayıf maddelerin kullanılmasının göze çarpan bir sorun yaratmadığı anlaşılmaktadır.

Kadınlar ve Erkekler Arasında ÇDCÖ’nün Ölçüm Değişmezliği

Cinsiyet karşılaştırmasının yapılabilmesi için, örneklemdeki 521 erkek katılımcının verisi tutulmuş, ancak 1194 kişilik kadın katılımcı verisinden, erkek katılımcı sayısı ile denk hale getirmek için, 535 kadın katılımcı seçkisiz olarak seçilmiştir. Ölçüm değişmezliği, devlet-vakıf üniversitesi öğrencileri karşılaştırmasında olduğu gibi hem iki faktörlü hem de dört faktörlü çözümde sınanmıştır (Bkz. Tablo 5). Grupların iki ve dört faktörlü çözümleri karşılaştırıldığında verinin dört faktörlü çözümde daha iyi uyum sağladığı görülmüştür. Bununla beraber uyum indekslerine bakıldığında gruplardan herhangi birinin tutarlı bir biçimde diğerinden daha farklı olduğu gözlenmemiştir.

3 5. ve 6. maddelerin çıkarıldığı 20 maddeli ve iki faktörlü ölçekte de tek ihlal metrik ve güçlü modeller arasında CFI farkında meydana gelmiştir. Chen’nin (2007) ölçütlerine göre ölçüm değişmezliği mevcuttur.

Tablo 5.
Kadın-Erkek Örneklemleri Arasında Ölçüm Değişmezliği Analizi

Model	SS	χ^2	$\Delta\chi^2$	ASS	AIC	Adj. BIC	CFI	ACFI	TLI	Adj. GammaHat	SRMR	ASRM	RMSEA (%90 GA)	ARMSEA
2-Faktör Bütün Örneklemler	208	1065.338***			83351.526	83431.899	.879	.865	.931	.931	.058		.062*** (.059-.066)	
Kadın	208	684.341***			41904.723	41954.580	.885	.873	.908	.908	.057		.065*** (.060-.071)	
Erkek	208	641.438***			41129.788	41178.456	.830	.811	.914	.914	.066		.063*** (.058-.069)	
Şekilsel	416	1325.779***			83122.510	83361.845	.864	-	.849		.059	-	.064 (.060-.068)	
Metrik	436	1361.045***	35.3*	20	83117.776	83321.389	.862	.002	.854		.064	-.005	.063 (.060-.067)	.001
Ölçek	456	1512.117***	151.1***	20	83228.849	83396.740	.842	.020	.840		.067	-.003	.066 (.063-.070)	-.003
Katı	478	1548.313***	36.2*	22	83221.045	83349.643	.840	.002	.846		.068	-.001	.065 (.062-.069)	.001
Ortalamalar	480	1672.173***	123.9***	2	83340.904	83465.930	.822	.018	.829		.087	-.019	.069 (.065-.072)	-.003
4-Faktör Bütün Örneklemler	203	873.609***			83169.797	83259.101	.905	.892	.931	.931	.054		.056** (.052-.060)	
Kadın	203	633.376***			41863.758	41919.155	.896	.882	.915	.915	.056		.063*** (.057-.069)	
Erkek	203	497.171***			40995.520	41049.597	.885	.869	.939	.939	.058		.053 (.047-.059)	
Şekilsel	406	1130.547***			82947.278	83204.474	.892	.877			.054		.058 (.054-.062)	
Metrik	424	1167.071***	36.5**	18	82947.802	83172.848	.889	.003	.879		.059	-.005	.058 (.054-.062)	.00
Ölçek	442	1262.808***	95.7***	18	83007.539	83200.436	.878	.011	.872		.061	-.002	.059 (.055-.063)	-.001
Katı	464	1289.522***	26.7	22	82990.253	83143.856	.877	.001	.877		.062	-.001	.058 (.054-.062)	.001
Ortalamalar	468	1451.785***	162.3***	4	83144.517	83290.975	.853	.024	.855		.084	-.022	.063 (.059-.067)	-.005

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Ölçek, iki faktörlü çözümden KC ve DC şeklinde; dört faktörlü çözümden DC, KA, CTF, HV şeklinde düzenlenmiştir. Analizler 22 maddelik ÇDCCÖ ile yürütülmüştür. Analiz ölçütünü ihlal eden fark değerleri kalın olarak gösterilmiştir.

Her iki faktör yapısında da metrik ve ölçek modeller arasında sadece ΔCFI ihlali meydana gelmiştir, RMSEA ve SRMR’de herhangi bir ihlal meydana gelmemiştir. Öte yandan, hem iki faktörlü hem de dört faktörlü çözümde son adım olan ortalama karşılaştırmasında ölçüm değişmezliği ölçütleri ihlali olmuştur. Bu durumda ÇDCÖ’de kadın ve erkek ortalamalarının farklılaştığı, ancak ölçüm değişmezliğinin olduğu gözlenmiştir.

Ortalamalar arasındaki farklılaşmalar *t*-testi ile incelenmiştir (Bkz. Tablo 6). Analiz bulguları, CTF alt boyutunda grupların puanlarının anlamlı şekilde farklılaşmadığını, geri kalan cinsiyetçilik türlerinde ise kadınların erkeklerden anlamlı şekilde daha düşük puanlar aldığını göstermiştir. Bu fark en belirgin olarak DC’de ve KA’da gözlenmiştir.

Tablo 6.

Cinsiyet Farkları için t Testi

Değişken	Cinsiyet	Ort. (SS)	<i>t</i> (<i>df</i> = 1054)	Ort. Farkı	%95 GA	Cohen <i>d</i> 'si
DC	K	3.26 (1.05)	-11.22***	-.695	[-.818, -.575]	-.69
	E	3.95 (.96)				
KC	K	3.57 (1.14)	-4.05***	-.254	[-.377, -.131]	-.25
	E	3.83 (.88)				
KA	K	3.43 (1.30)	-5.85***	-.439	[-.586, -.292]	-.36
	E	3.87 (1.13)				
CTF	K	3.67 (1.27)	1.91†	.141	[-.003, .287]	.12
	E	3.53 (1.12)				
HY	K	3.65 (1.36)	-4.67***	-.366	[-.519, -.212]	-.29
	E	4.02 (1.18)				

† *p* < .10, * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001. DC: düşmanca cinsiyetçilik, KC: korumacı cinsiyetçilik, KA: korumacı ataerkillik, CTF: cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma, HY: heteroseksüel yakınlık.

Tartışma

Çelişik duygulu cinsiyetçilik alanyazını incelendiğinde kadınlara yönelik korumacılığın ve bu korumacılığı oluşturan korumacı ataerkillik, cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırma ve heteroseksüel yakınlık inançlarının kadınlar için olumsuz çıktılarında artan bir vurgu olduğu görülmektedir (örn. Oswald ve ark., 2019; Salomon ve ark., 2020). Türkiye’de yürütülen çalışmalar da ise kadınlara yönelik korumacılığın alt boyutlarının özgün çıktılarında odaklanılmaması dikkat çekmektedir. Bu durumun olası bir nedeni, ÇDCÖ’nün Türkçe versiyonunun yapı geçerliliğinin yeterince irdelenmemiş olmasıdır. Ölçeği Türkçeye kazandıran Sakallı-Uğurlu (2002), her ne kadar dört faktörlü bir yapı gözlemiş olsa da Glick ve arkadaşları (2002), Türkiye kültüründe ÇDCÖ ile elde edilen verilerin KC’nin ikinci sıra faktör olarak tanımlandığı “tercih edilen yapısal

model'e daha iyi uyum gösterdiğini belirtmiştir. Yürütülen bu çalışmada da Sakallı-Uğurlu'nun (2002) belirttiği şekilde, ÇDCÖ'nün dört faktörlü modeline destek sağlanmıştır. Bununla birlikte, ölçeğin kadın ve erkek örneklemeleri ile devlet ve vakıf üniversitesi örneklemelerinde benzer bir yapı sergilediği gözlenmiştir. Söz konusu bulgu, bu farklı örneklemelerde ÇDCÖ'nün karşılaştırılabilir sonuçlar elde etmek için kullanılabilirliğine işaret etmiştir.

Çelişik duygulu cinsiyetçilik kuramında korumacı cinsiyetçiliğin korumacı ataerkilliğe, cinsiyetler arası tamamlayıcı farklılaştırmaya ve heteroseksüel yakınlığa dair inançları içerdiği belirtilmiş ve bu tercih edilen yapısal modelin geçerliliği gösterilmiştir (Glick ve Fiske, 1996; Glick ve ark., 2000). Ancak ÇDCÖ ile yürütülen pek çok çalışmada korumacılığın tek bir faktör gibi ele alındığı (örn., Barreto ve Ellemers, 2005; Lee ve ark., 2010) ya da KC'nin tek bir alt boyutu ile ilgili bulguların tüm KC'ye genellenerek yorumlandığı (örn., Jost ve Kay, 2005; Moya ve ark., 2007) görülmektedir. KC'nin alt boyutlarının özgün çıktıklarına odaklanan çalışmalarda ise çelişik duygulu cinsiyetçiliğin bir tutum olarak ölçülmediği, bunun yerine kadınların günlük yaşam deneyimleri üzerinden ölçüm yapıldığı görülmektedir (örn., Oswald ve ark., 2019; Salomon ve ark., 2020). Bu durum, ÇDCÖ'nün kuramsal yapısının tekrar ele alınmasını gerekli kılmaktadır.

Glick ve Fiske (1996), ÇDCÖ'yü tanıttıkları çalışmalarında ABD'deki beş örneklemeden elde ettikleri veriye en iyi uyum sağlayan modelin tercih edilen yapısal model olduğunu belirtmiştir. Çeşitli kültürlerde yapılan çalışmalarında da Glick ve arkadaşları (2002), Türkiye'nin de içinde bulunduğu 13 ülkede tercih edilen yapısal modelin en iyi uyum sağlayan model olduğunu rapor etmiştir. Buna karşın, ölçeğin Türkçeye uyarlama çalışmasında Sakallı-Uğurlu (2002) yürüttüğü açıklayıcı faktör analizi sonucunda, ÇDCÖ'nün dört faktörlü bir yapı içerdiğini belirtmiştir. Sakallı-Uğurlu'nun (2002) bulgularıyla benzer bir şekilde, ÇDCÖ'nün Portekizceye ve Baskçaya adaptasyon çalışmalarında da ölçeğin dört faktörlü bir yapı sergilediği rapor edilmiştir (Costa ve ark., 2015; Ibabe ve ark., 2016).

Bu çalışmadan elde edilen bulgular da Sakallı-Uğurlu (2002) ile paralel bir şekilde tercih edilen yapısal modele kıyasla dört faktörlü modelin veriye bir miktar daha iyi uyduğunu göstermiştir. Her ne kadar tercih edilen yapısal model de kabul edilebilir bir uyum göstermiş olsa da bütün uyum indeksleri dört faktörlü modelin veriye daha iyi

uyum sağladığına işaret etmiştir. Bu nedenle, Türkiye kültürü için dört faktörlü yapının daha uygun olduğu savunulabilir.

Tercih edilen yapısal model ile dört faktörlü model arasındaki önemli fark, KC'nin ikinci sıra bir faktör olarak tanımlanıp tanımlanmaması ile ilgilidir. Söz konusu durum, bu çalışmanın kapsamını aşan kuramsal tartışmaları gerektirmektedir. Görgül çalışmalar açısından bakıldığında ise KC'nin alt boyutları üzerinden farklı katılımcı grupların karşılaştırılacağı çalışmalarda KC'nin ikinci sıra bir faktör olarak kabul edilip edilmediği veri analizi açısından önemli bir konu olmayacaktır. Ancak, KA, CTF ve HY'nin birer gösterge, KC'nin ise gizil bir değişken olarak tanımlandığı yapısal eşitlik modeli temelli analizlerde araştırmacıların dört faktörlü modeli de göz önünde bulundurması, tasarlayacakları yol modellerinde daha iyi bir uyum gözlemlerini sağlayabilir.

AYEM bulguları ise ölçeğin doğal yapısının DC ve KC'den oluşan iki faktörlü modeli içerdiğini göstermiştir. AYEM'in önerdiği ikiden fazla faktörlü çözümler incelendiğinde, Glick ve Fiske (1996) ile uyumlu şekilde DC maddelerinin tek bir faktöre yüklendiği, KC maddelerinin ise diğer faktörlere dağıldığı gözlenmiştir. Faktörlerin özdeğerleri ve birikim grafiği dikkate alınarak yürütülen iki faktörlü çözümde ise veriye iyi uyum göstermiştir.

Genel olarak bakıldığında, AYEM bulguları, ÇDCÖ'nün Türkçe versiyonu üzerinden açıklayıcı faktör analizi yürütecek araştırmacıların Sakallı-Uğurlu'dan (2002) farklı olarak iki faktörlü bir yapı gözleyebileceklerine işaret etmektedir. Açıklayıcı faktör analizinden elde edilen önemli bir bulgu ise, ölçek içindeki 5. (KC) ve 6. (DC) maddelerin ölçeğin en zayıf maddeleri olduğudur. Her ne kadar bu maddeler çıkarılarak yürütülen analizlerde kısmen bir iyileşme gözlenmiş olsa da ölçeğin yapı geçerliliği ve güvenilirliği için önemli bir sorun oluşturmadıkları görülmüştür. Söz konusu durum, ÇDCÖ'nün Türkçeye uyarlandığı 2002 yılından bu yana ölçek maddelerine yüklenen anlamların değişmesi ile ilgili olabilir. Glick ve Fiske'in (1996) ve Sakallı-Uğurlu'nun (2002) yürüttükleri faktör analizlerinde bu maddelerin faktör yükleri ile ilgili özel bir sorun dikkati çekmemektedir. Ancak, günümüzde özellikle 6. madde ("*Karşı cinsten biri ile romantik ilişki olmaksızın insanlar hayatta gerçekten mutlu olamazlar*") cinsiyetçilikten çok romantik inançlar ile ilgili algılanıyor olabilir. Beşinci madde ise ("*Kadınlar çok çabuk alınırlar*") günümüz Türkiye'sinde kadınlara yönelik düşmanca tutumların yanı sıra kadınlara karşı korumacı ataerkil tutumlarla (örn., "kadınlar çiçektir", "kadın-

lar narindir”) ilişkilendiriliyor olabilir. Türkiye’de yürütülen pek çok çalışmada ÇDCÖ’nün faktör yapısının tekrar gözden geçirilmediği düşünüldüğünde gelecek çalışmalarda bu iki madde konusunda temkinli olunması önerilebilir.

ÇDCÖ birçok kültüre uyarlanmış ve hem üniversite öğrencileri hem de üniversite dışındaki örneklerde kadınlarla erkekleri karşılaştırmak için kullanılmıştır. Bu nedenle, ölçeğin farklı örneklerde birbiri ile karşılaştırılabilir bulgular sunup sunmadığını incelemek önem kazanmaktadır. Bu doğrultuda, Glick ve arkadaşlarının (2000) doğrulayıcı faktör analizinde, tercih edilen yapısal modelin kadın ve erkek örneklerinde şekilsel olarak benzer bir uyum gösterdiği rapor edilmiştir. Glick ve arkadaşlarının (2000) çalışması dışındaki bildiğimiz hiçbir çalışmada ÇDCÖ’nün Türkçe versiyonunun farklı örneklerde karşılaştırılabilir bir yapı sergilediği rapor edilmemiştir. Ölçeğin farklı kültürlere uyarlama çalışmalarında da farklı örneklerdeki ölçüm değişmezliği genellikle ele alınmamıştır (örn., Costa ve ark., 2015; Expósito ve ark., 1998; Sakallı-Uğurlu, 2002). Bu çalışmaların aksine, Ibabe ve arkadaşları (2016) ölçüm değişmezliğini değerlendirmiştir. Ölçeğin Baskça ve İspanyolca versiyonlarını karşılaştıran araştırmacılar ölçeğin bu iki versiyonu arasında ölçüm değişmezliği olduğunu göstermişlerdir.

Mevcut çalışmada, ÇDCÖ’nün ölçüm değişmezliği dört adımda incelenmiştir. Ölçüm değişmezliği analizleri kadın ve erkek örneklemleri ile devlet ve vakıf üniversitesi örneklemleri arasında incelenmiştir. Vakıf ve devlet üniversitesi örneklemlerini karşılaştırırken, bu örneklerin farklı sosyo-ekonomik düzeyden bireylere karşılık geldiği varsayılmıştır. Bu varsayımınla yürütülen analizler sonucunda, devlet ve vakıf üniversiteleri arasında şekilsel, metrik, ölçek ve katı modellerde ölçüm değişmezliğinin varlığı hem alanyazında sıklıkla kullanılan iki faktörlü modelde hem de veri setine daha iyi uyum gösteren dört faktörlü modelde gözlenmiştir. Söz konusu durum, ÇDCÖ’nün devlet ve vakıf üniversitelerinden öğrencilerde aynı kuramsal yapıyı benzer şekilde ölçmek için kullanılabilmesine işaret etmiştir. Ancak, bu analiz ile ilgili mevcut çalışmadaki önemli bir sınırlılık iki farklı türden örneklemden katılımcıların farklı sosyo-ekonomik arka plana sahip oldukları ile ilgili varsayımımızda gözlenmiştir. İki farklı türdeki üniversiteden ulaşılan katılımcılar karşılaştırıldığında öğrencilerin baba eğitimi ve çalışma durumu açısından görece benzer olduğu, ancak vakıf üniversitesi öğrencilerinin annelerinin görece daha düşük eğitim seviyesine sahip olup çoğunlukla ev hanımı oldukları görülmüştür. Elbette, bu ölçümler tek başına sosyo-ekonomik düzeyin bir göstergesi değildir.

Ancak, mevcut çalışmada elde edilen bulgular, anne eğitimi ve çalışma durumu açısından farklılaşan bu iki örnekleme de dahi ölçüm değişmezliğinin gözlemlendiğini göstermesi açısından önemlidir.

Kadınlar ve erkekler arasındaki ölçüm değişmezliği incelendiğinde ise Glick ve arkadaşlarının (2000) bulgularının tekrar edildiği görülmüştür. Bununla birlikte, analizler kadın ve erkek örnekleminin, ortalama puanları açısından farklılaştığına işaret etmiştir. Ortalamalar incelendiğinde, alanyazınla uyumlu şekilde, erkeklerin DC ve KA puanlarının kadınların puanlarından yüksek olduğu görülmüştür (Glick ve ark., 2000; Sakallı-Uğurlu, 2002). Benzer şekilde, Sakallı-Uğurlu'nun (2002) bulgularıyla paralel olarak kadınlar CTF'de daha yüksek puan almış, ancak istatistiksel olarak farklılaşmamıştır. Bununla beraber, HY ve KC açısından erkeklerin daha yüksek puanlar almaları beklenmedik bir bulgudur. Sakallı-Uğurlu'nun (2002) çalışmasında kadın ve erkeklerin bu ölçeklerdeki puanlarının anlamlı şekilde farklılaşmadığı rapor edilmiştir. Söz konusu uyumsuzluğun bir nedeni, yakın dönemde toplumsal cinsiyet temelli ayrımcılıkla ilgili farkındalığın artması olabilir. Bununla birlikte, çalışmada faydalanılan örneklemelerin psikoloji bölümü öğrencilerinden veya psikoloji bölümünden ders alan öğrencilerden oluşması, korumacı cinsiyetçilik konusunda daha fazla farkındalık geliştirmiş kadınlara ulaşılmasına yol açmış olabilir.

Genel olarak bulgular ele alındığında, ÇDCÖ'nün iki veya dört faktörlü çözümlenmelerinin gelecek çalışmalarda hem kadın-erkek örneklemelerinde hem de devlet-vakıf üniversitesi öğrencilerinde kullanılmasının uygun olduğu görülmektedir. Alanyazında KC'nin alt boyutlarına giderek artan bir vurgu olduğu göz önüne alındığında, özellikle dört faktörlü çözümlenmenin kullanılmasının gerekli olduğu söylenebilir.

Bu çalışmada ÇDCÖ'nün yapı geçerliliğini incelemek için yalnızca faktör analitik bir yaklaşım izlenmiş olması önemli bir sınırlılıktır. Gelecek çalışmalarda, özellikle KC'nin alt boyutlarının ayrışma-birleşme geçerliliğinin incelenmesi amacıyla bu alt boyutların özgün cinsiyetçi çıktılarla ilişkisi incelenmelidir. Örneğin, KA'nın kadınların Bilim, Teknoloji, Mühendislik ve Matematik derslerine devam etme konusundaki isteksizlikleriyle (Kuchynka ve ark., 2018); CTF'nin kadınların otorite figürlerine itaat etme eğilimindeki artışla (Oswald ve ark., 2019) ve HY'nin kadınların cinsiyetçi bir partneri tercih etme yönelimleriyle (Barreto ve ark., 2010) ilişkisi bu açıdan incelenebilir. Mevcut çalışmada, farklı amaçlarla toplanmış veri setleri birleştirilerek analizlerin yürütül-

müş olması bir kısıtlılık olduğundan, bu gibi takip eden yapı geçerliliği çalışmalarına ihtiyaç bulunmaktadır.

Tüm bunlar ışığında, bireylerin zihninde DC hali hazırda daha iyi anlaşılabilir ve bütüncül bir kavramken, KC kavramının daha karmaşık bir yapıda olduğu söylenebilir. Öte yandan, mevcut çalışma bulguları, KC'nin daha ayrıntılı ele alınması gerektiğini teşvik etmektedir. KC'ye bir bütün gibi yaklaşmaktansa, KC'nin farklı yönlerine odaklanıldığı takdirde, bu farklı yönlerin doğurgularını anlamak ve nihayetinde bu türdeki cinsiyetçiliğin azalmasını sağlamak da mümkün olacaktır. Mevcut çalışma hem bu bağlamda hem de ÇDCÖ'nün farklı örneklerde testinin tutarlı olduğunu göstermesi bakımından alanyazına katkı sağlamaktadır.

Etik Komite Onayı: Bu araştırmanın verisi 2020 yılı öncesinde toplandığı için Etik Kurul onayına gerek yoktur.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Çalışma Konsepti/Tasarım- T.A., B.Y.; Veri Toplama- T.A., B.Y.; Veri Analizi/Yorumlama- T.A., B.Y.; Yazı Taslağı- T.A., B.Y.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi T.A., B.Y.; Son Onay ve Sorumluluk- T.A., B.Y.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Teşekkür: Çalışmanın veri setlerinin üçtünün toplanmasında emeği geçen Psk. Gülnihal Bilim ve Psk. Handesu Asker'e teşekkür ederiz.

Ethics Committee Approval: Ethics Committee approval is not required as this data is collected for 2020.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of Study- T.A., B.Y.; Data Acquisition- T.A., B.Y.; Data Analysis/ Interpretation- T.A., B.Y.; Drafting Manuscript- T.A., B.Y.; Critical Revision of Manuscript- T.A., B.Y.; Final Approval and Accountability- T.A., B.Y.

Conflict of Interest: The authors have no conflict of interest to declare.

Grant Support: The authors declared that this study has received no financial support.

Acknowledgements: Psk. Gulnihal Science and Ps. We would like to thank Handesu Asker.

Kaynakça/References

- Abrams, D., Viki, G. T., Masser, B. ve Bohner, G. (2003). Perceptions of stranger and acquaintance rape: The role of benevolent and hostile sexism in victim blame and rape proclivity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(1), 111-125. doi:10.1037/0022-3514.84.1.111
- Angelone, D. J., Cantor, N. Marcantonio, T. ve Joppa, M. (2021). Does sexism mediate the gender and rape myth acceptance relationship? *Violence Against Women*, 27(6-7), 748-765. doi:10.1177/1077801220913632
- Angelone, D. J., Mitchell, D. ve Smith, D. (2018). The influence of gender ideology, victim resistance, and spiking a drink on acquaintance rape attributions. *Journal Interpersonal Violence*, 33(20), 3186-3210. doi:10.1177/0886260516635318.
- Asparouhov, T. ve Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397-438. doi:10.1080/10705510903008204
- Barreto, M. ve Ellemers, N. (2005). The burden of benevolent sexism: How it contributes to the

- maintenance of gender inequalities. *European Journal of Social Psychology*, 35(5), 633–642. doi:10.1002/ejsp.270
- Barreto, M., Ellemers, N., Piebinga, L. ve Moya, M. (2010). How nice of us and how dumb of me: The effect of exposure to benevolent sexism on women’s task and relational self-descriptions. *Sex Roles*, 62(7-8), 532–544. doi:10.1007/s11199-009-9699-0
- Bohner, G., Ahlborn, K. ve Steiner, R. (2010). How sexy are sexist men? Women’s perception of male response profiles in the ambivalent sexism inventory, *Sex Roles*, 62(7-8), 568–582. doi:10.1007/s11199-009-9665-x
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. doi:10.1080/10705510701301834
- Costa, P., Oliveira, R., Pereira, H. ve Leal, I. (2015). Adaptaçao dos inventários de sexismo moderno para portugal: O inventário de sexismo ambivalente e o inventário de ambivalência em relação aos homens. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 28(1), 126-135. doi:10.1590/1678-7153.201528114
- Dumont, M., Sarlet, M. ve Dardenne, B. (2010). Be too kind to a woman, she’ll feel incompetent: Benevolent sexism shifts self-construal and autobiographical memories toward incompetence. *Sex Roles*, 62(7-8), 545-553. doi:10.1007/s11199-008-9582-4
- Eagly, A. H. ve Mladinic, A. (1994). Are people prejudiced against women? Some answers from research on attitudes, gender stereotypes, and judgments of competence. *European Review of Social Psychology*, 5(1), 1-35. doi:10.1080/14792779543000002
- Eckes, T. (2002). Paternalistic and envious gender stereotypes: Testing predictions from the stereotype content model. *Sex Roles*, 47(3/4), 99-114. doi:10.1023/A:1021020920715
- Expósito, F., Moya, M. C. ve Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: Medición y correlatos, *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169. doi: 10.1174/021347498760350641
- Formiga, N. S., Golveia, V. V. ve Santos, M. N. D. (2002). Ambivalent sexism inventory: Its adaptation and correlation with gender. *Psicologia Em Estudo*, 7(1), 103-111. doi: 10.1590/S1413-73722002000100013
- Glick, P. ve Fiske, S. T. (1996). The ambivalent sexism inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. doi: 10.1037/0022-3514.70.3.491
- Glick, P. ve Fiske, S. T. (2001). An ambivalent alliance: Hostile and benevolent sexism as complementary justification. *American Psychologist*, 56(2), 109-118. doi: 10.1037/0003-066X.56.2.109
- Glick, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams, D., Masser, B., Adetoun, B., Osagie, J. E., Akande, A., Alao, A., Brunner, B., Willemsen, T. M., Chipeta, K., Dardenne, B., Dijksterhuis, A., Wigboldus, D., Eckes, T., Six-Materna, I., Expósito, F.,... López, W. L. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(5), 763-775. doi: 10.1037/0022-3514.79.5.763
- Glick, P., Sakalli-Ugur, N., Ferreira, M. C. ve Aguiar de Souza, M. (2002). Ambivalent sexism and attitudes toward wife abuse in Turkey and Brazil. *Psychology of Women Quarterly*, 26(4), 292-297. doi:10.1111/1471-6402.t01-1-00068
- Greenwood, D. ve Isbell, L. M. (2002). Ambivalent sexism and the dumb blonde: Men’s and women’s reactions to sexist jokes. *Psychology of Women Quarterly*, 26(4), 341-350. doi: 10.1111/1471-6402.t01-2-00073
- Hooper, D., Coughlan, J. ve Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. doi: 10.21427/D7CF7R
- Hu, L. ve Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis:

- Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Ibabe, I., Arnosó, A. ve Elgorriaga, E. (2016). Ambivalent sexism inventory: Adaptation to Basque population and sexism as a risk factor of dating violence. *The Spanish Journal of Psychology* 19(E78), 1-9. doi:10.1017/sjp.2016.80
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., Rosseel, Y., Miller, P., Quick, C., Garnier-Villarreal, M., Selig, J., Boulton, A., Preacher, K., Coffman, D., Rhemtulla, M., Robitzsch, A., Enders, C., Arslan, R., Clinton, B., Panko, P., Merkle, E., Chesnut, S., ... Johnson, A. R. (2021). semTools: Useful tools for structural equation modeling. <https://cran.r-project.org/web/packages/semTools/semTools.pdf>
- Jost, J. T. ve Kay, A. C. (2005). Exposure to benevolent sexism and complementary gender stereotypes: Consequences for specific and diffuse forms of system justification, *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(3), 498-509. doi: 10.1037/0022-3514.88.3.498
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guildford Press.
- Klonoff, E. A. ve Landrine, H. (1995). The Schedule of Sexist Events: A measure of lifetime and recent sexist discrimination in women's lives. *Psychology of Women Quarterly*, 19(4), 439-472. doi:10.1111/j.1471-6402.1995.tb00086.x.
- Kuchynka, S. L., Salomon, K., Bosson, J. K., El-Hout, M., Kiebel, E., Cooperman, C. ve Toomey, R. (2018). Hostile and benevolent sexism and college women's STEM outcomes. *Psychology of Women Quarterly*, 42(1), 72-87. doi:10.1177/0361684317741889
- Lee, T. L., Fiske, S. T., Glick, P. ve Chen, Z. (2010). Ambivalent Sexism in close relationships: (Hostile) Power and (benevolent) romance shape relationship ideals, *Sex Roles*, 62(7-8), 583-601. doi: 10.1007/s11199-010-9770-x
- Marsh, H. W. ve Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582. doi: 10.1037/0033-2909.97.3.562
- Masser, B. M. ve Abrams, D. (2004). Reinforcing the glass ceiling: The consequences of hostile sexism for female managerial candidates. *Sex Roles*, 51(9/10), 609-615. doi:10.1007/s11199-004-5470-8
- Matteson, A. V. ve Moradi, B. (2005). Examining the structure of the Schedule of Sexist Events: Replication and extension. *Psychology of Women Quarterly*, 29(1), 47-57. doi:10.1111/j.0361-6843.2005.00167.x
- Moya, M., Glick, P., Expósito, F., de Lemus, S. ve Hart, J. (2007). It's for your own good: Benevolent sexism and women's reactions to protectively justified restrictions, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33(10), 1421-1434. doi: 10.1177/0146167207304790
- Oswald, D. L., Baalbaki, M. ve Kirkman, M. (2019). Experiences with benevolent sexism: Scale development and associations with women's well-being. *Sex Roles*, 80(5-6), 362-380. doi:10.1007/s11199-018-0933-5
- Paladino, M. P., Zaniboni, S., Fasoli, F., Vaes, J. ve Volpato, C. (2014). Why did Italians protest against Berlusconi's sexist behaviour? The role of sexist beliefs and emotional reactions in explaining women and men's pathways to protest. *British Journal of Social Psychology*, 53(2), 201-216. doi:10.1111/bjso.12023
- Putnick, D. L. ve Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi:10.1016/j.dr.2016.06.004
- Revelle, W. (2017) Using the psych package to generate and test structural models. [Psikoloji Çalışmaları - Studies in Psychology Cilt/Volume: 42, Sayı/Issue: 1, 2022](https://personality-</p>
</div>
<div data-bbox=)

- project.org/r/psych_for_sem.pdf
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi:10.18637/jss.v048.i02
- Russell, B. L. ve Trigg, K. Y. (2004). Tolerance of sexual harassment: An examination of gender differences, ambivalent sexism, social dominance, and gender roles. *Sex Roles*, 50(7-8), 565-573. doi:10.1023/B:SERS.0000023075.32252.f0
- Sakallı, N. (2001). Beliefs about wife beating among Turkish college students: The effects of patriarchy, sexism, and sex differences. *Sex Roles*, 44(9-10), 599-610. doi:10.1023/A:1012295109711
- Sakallı-Uğurlu, N. (2002). Çelişik Duygulu Cinsiyetçilik Ölçeği: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Türk Psikoloji Dergisi*, 17(49), 47-58. doi:10.31828/tpd13004433
- Salomon, K., Bosson, J. K., El-Hout, M., Kiebel, E., Kuchynka, S. L. ve Shepard S. L., (2020). The Experiences with Ambivalent Sexism Inventory (EASI). *Basic and Applied Social Psychology*, 42(4), 235-253. doi:10.1080/01973533.2020.1747467
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. ve Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri: Temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6), 49-74.
- Swim, J. K. (1997). Overt, covert, and subtle sexism: A comparison between the Attitudes Toward Women and Modern Sexism scales. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 103-118. doi:10.1111/j.1471-6402.1997.tb00103.x
- Twenge, J. M. (1997). Attitudes toward women, 1970-1995: A meta-analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 35-51. doi:10.1111/j.1471-6402.1997.tb00099.x
- Wiener, R. L., Hurt, L., Russell, B., Mannen, K. ve Gasper, C. (1997) Perceptions of sexual harassment: The effects of gender, legal standard, and ambivalent sexism. *Law and Human Behavior*, 21(1), 71-93. doi:10.1023/A:1024818110678