

# DÜŞÜNME İHTİYACI ÖLÇEĞİNİN TÜRKÇE UYARLAMASI VE ÖĞRENCİ BAŞARISI GÖSTERGELERİ İLE KORELASYONU

Sami GÜLGÖZ\*  
Koç Üniversitesi

Cyril J. SADOWSKI  
Auburn Üniversitesi, Montgomery

## ÖZET

*Düşünme ihtiyacı ölçeği insanların düşünmeye eğilimlerini ve bundan hoşlanma düzeylerini ölçmek üzere Cacioppo ve Petty (1984) tarafından geliştirilmiş bir ölçektir. Bu ölçeğin Türkçe uyarlamasında anlamlı, ancak özgün ölçekle yapılan çalışmalardan daha düşük düzeyde test-tekrar test güvenilirliği ve iç tutarlılık katsayıları görüldü. Faktör analizi faktör yapısının özgün yapıya tamamen değilse de, büyük oranda sadık kaldığını gösterdi. Üniversite giriş sınavı alttest puanları ve ders notları gibi bazı başarı göstergeleri ile düşünme ihtiyacı ölçeği puanları arasında hiçbir ilişki bulunmadı. Sonuçlar tartışılırken, bu ölçeğin bir tutum ölçeği mi yoksa bilişsel bir ölçek mi olduğu sorgulandı.*

*Anahtar Sözcükler: Düşünme ihtiyacı, Ders başarısı.*

## ABSTRACT

*The need for cognition scale has been devised by Cacioppo and Petty (1984) in an attempt to measure people's tendency to think and enjoy thinking. In the Turkish adaptation of this scale significant test-retest reliability and internal consistency were found but these were lower than the coefficients obtained with the original scale. Factor analysis indicated that the same factor structure was maintained to a large extent. There was no relationship between need for cognition scale scores and performance measures such as university entrance subtest scores and course grades. The results were discussed for their implications about whether need for cognition is a cognitive or attitude scale.*

*Keywords: Need for cognition, Course performance*

## GİRİŞ

Düşünme ihtiyacı (need for cognition) kişilerde gayret sarfedilen düşünme süreçlerini isteme ve bunlardan hoşnutluk duyma eğilimini anlatmak amacıyla kullanılan bir terimdir (Cacioppo ve Petty, 1982). Amerika Birleşik Devletleri'nde geliştirilen düşünme ihtiyacı

ölçeğinin bu ülkedeki örneklemeler üzerinde yapılan çalışmalarda yüksek iç tutarlılığı (Cacioppo, Petty, ve Kao, 1984; Sadowski ve Gülgöz, 1992a) ve yüksek test-tekrar test güvenilirliği (Sadowski ve Gülgöz, 1992a) olduğu görülmüştür. Bunun yanısıra geçerliğinin de yüksek olduğu gösterilmiştir (Heesacker, 1985).

\*Yazışma Adresi: Doç.Dr.Sami Gülgöz, Koç Üniversitesi, İstinye 80860 İSTANBUL

Eğitim açısından daha da önemli sayılabilecek sonuçlar, bu ölçekte elde edilen puanlarla eğitime ilişkin bazı değişkenler arasında anlamlı ilişkiler olmasıdır. Yine Amerika Birleşik Devletleri'nde yapılan çalışmalar düşünme ihtiyacının üniversiteye girişte kullanılan standart bir test olan ACT (American College Testing Program Exam) puanı ile (Cacioppo, Petty, ve Kao, 1984; Olson, Camp, ve Fuller, 1984) ve akademik eğilimleri ölçen ölçekler ile (Stark, Bentley, Lowther, ve Shaw, 1991) anlamlı ilişkileri olduğu görüldü. Ayrıca, değişik konularda ve zorluk düzeylerinde derslerdeki başarı ile düşünme ihtiyacı arasında anlamlı korelasyonlar bulundu (Leone ve Dalton, 1988; Sadowski ve Gülgöz, 1992b).

Burada sorgulanması gerekenlerden biri düşünme ihtiyacı adı verilen bir kavramın insanın bilişsel yapısına ilişkin bir kavram mı yoksa o kişinin değer yargılarının veya tutumlarının bir sonucu mu olduğudur. Yani, düşünme ihtiyacı ölçeği ile bireyin bilişsel yapısına veya bilişsel süreçlerine ilişkin bir ölçü mü elde ediyoruz yoksa o bireyin tutumlarını mı öğreniyoruz? Düşünme ihtiyacı kavramının gelişimine bakarsak, bu konuda önceleri gayet açık bir fikir belirtilirken, zaman içinde yapılan çalışmalar ile kavram bulanıklaşmıştır. Örneğin Cohen'in (1957) çalışmasında düşünme ihtiyacı yalnızca bir tutum olarak ele alınır ve zeka ile bir ilgisi olmadığı savunulur. Aynı çalışmada, Yale Üniversitesi öğrencilerinin ders notları ile düşünme ihtiyacı arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı gösterilmiştir.

Cacioppo ve Petty (1982) bu konuda tam ve kesin bir yanıt veremiyorlar. Onların savlarına göre düşünme ihtiyacı zekadan ne tam olarak bağımsız olabilir ne de tümüyle zekanın bir işlevi

durumundadır. Düşünme ihtiyacı zekadan bağımsız olamaz; çünkü kişi, düşünmekten ve problem çözmekten sonuç aldığı ve bunu başarabildiği sürece düşünmekten hoşlanacaktır. Problem çözebilmek de zekayla yakından ilgilidir. Öte yandan, yalnızca zeka kişinin düşünme ihtiyacını belirleyemez, çünkü aynı zeka düzeyindeki insanlar arasında düşünme ihtiyacı açısından farklar gözlemlenecektir.

Cacioppo ve Petty'nin (1982) çalışmasında alınan sonuç da bu tür bir yaklaşıma uygundur. Tam bir zeka testi olmasa da zeka ile yüksek korelasyonu olduğu bilinen ACT puanı ile düşünme ihtiyacı ölçeği arasındaki korelasyon .39 olarak bulunmuştur. Bu katsayı anlamlı ve orta yükseklikte olup yaklaşık %16'lık bir varyansın iki değişkenin ortak varyansları olduğuna işaret etmektedir. Waters ve Zakrajsek'in (1990) çalışmasında ise ACT testi ile olan korelasyon katsayısı daha düşüktür ( $r(205) = .18$ ,  $p < .01$ ). Aynı çalışmada öğrencilerin ders notu ortalamaları ile hesaplanan ilişki de anlamlı, ancak düşük bir korelasyon olarak ortaya çıkmıştır ( $r(205) = .21$ ,  $p < .01$ ).

Bu durumda ders başarısı ve giriş sınavları gibi kısmen zekanın göstergesi olabilecek araçlarla düşünme ihtiyacı arasında anlamlı fakat küçük bir ilişki olduğu sonucunu çıkarabiliriz. Bu da düşünme ihtiyacı kavramının daha çok bir tutum olduğu fikrini desteklemektedir. Varolan ilişki de tümüyle bu tutumun bir sonucu olabilir. Düşünme ihtiyacı yüksek olan öğrenciler derslerde ve üniversite giriş sınavlarında düşünme ihtiyaçlarını karşılamak amacıyla hizmet ederken aynı zamanda daha başarılı olabilirler. Örneğin Sadowski (1994), düşük düşünme ihtiyacı olan öğrencilerin, bir sorunun yanıtından

emin olmadıklarında, rastgele yanıt verme olasılıklarının yüksek düşünme ihtiyacı olan öğrencilere göre daha fazla olduğunu göstermiştir. Bir başka deyişle, yüksek düşünme ihtiyacı olan öğrenciler sorunun yanıtını bilmedikleri zaman, bu sorunun üzerinde düşünerek bir yanıt elde etmeye çalışırken, düşünme ihtiyacı düşük olanlar rastgele bir yanıt vermeyi yeğlemektedirler.

Sadowski'nin (1994) çalışması aynı zamanda düşünme ihtiyacı kavramına ve dolayısı ile düşünme ihtiyacı ölçeğine neden önem verildiğinin ipuçlarını vermektedir. Bilişsel psikolojide ve eğitim psikolojisinde öğrenme, karar verme, problem çözme gibi konularda yapılan araştırmalara bakıldığında, kişiler arası farkların kısmen zihinsel yetenekler, kısmen zihinsel kaynaklar, kısmen de bilişsel stratejilerle açıklandığını görürüz. Bu açıklamaların yetersiz kaldığı durumlarda ise, istek, zihinsel çaba, ve motivasyon gibi kavramlara yöneliyoruz. Bu kavramaların işevuruk tanımları araştırmadan araştırmaya ve modelden modele farklılık gösterebiliyor. Düşünme ihtiyacı kavramını bizim kullanma amacımız da aynı zihinsel yetenek, aynı zihinsel kaynak, ve aynı bilişsel stratejilere sahip kişilerin öğrenme, problem çözme ve karar vermelerindeki farklılıkları açıklayabilecek güdüsel bir kavrama sahip olmaktır.

Bu çalışmadaki amacımız Cacioppo ve Petty'nin geliştirmiş oldukları düşünme ihtiyacı ölçeğini Türkçe'ye uyarlamak ve bu ölçeğin bilişsel bir ölçekten ziyade bir tutum ölçeği olduğu fikrini sınamaktır. Bu amaçla, düşünme ihtiyacı ölçeği üniversite öğrencilerine iki ayrı zamanda verildi ve bu öğrencilerin çeşitli başarı göstergeleriyle ilişkisi incelendi.

## YÖNTEM

### Örneklem

Deneklere test-tekrar test güvenilirliğini ölçme amacıyla ölçek iki kez verildi fakat hazır bulunan öğrencilerin sayısı iki veri toplama gününde aynı değildi. Araştırmanın ilk aşamasında 90 (45 kız, 45 erkek), ikinci aşamasında da 137 (75 kız, 62 erkek) Koç Üniversitesi İngilizce Hazırlık ve birinci sınıf öğrencisi araştırmaya katıldı. Bunlardan 71 öğrenci her iki aşamada da araştırmaya katılmış olduklarından toplam denek sayısı 156 idi.

### Kullanılan Araçlar

Cacioppo ve Petty'nin (1984) 18 maddelik kısa düşünme ihtiyacı (need for cognition) ölçeği Türkçe'ye çevrildi. Bu kısa ölçek 34 maddelik ilk ölçeğin (Cacioppo ve Petty, 1982) yerine içindeki maddelerden faktör ağırlıkları en fazla olanları kullanılarak geliştirilmiştir. Sadowski ve Gülgöz'ün (1992a) yaptığı çalışmada bu 18 maddelik kısa düşünme ihtiyacı ölçeğinin iç tutarlığının (Chronbach alfa=.91) ve test - tekrar test güvenilirliğinin ( $r(69)=.88, p<.0001$ ) çok yüksek olduğu görülmüştür. Yarı olumlu, diğer yarı da olumsuz olarak yazılmış olan maddelere denekler Likert tarzı 9 basamaktan ibaret bir ölçeği kullanarak yanıt verdiler. Likert ölçeği "bu cümle tamamen beni anlatıyor" (+4) ile "bu cümle tamamen bana aykırı" (-4) uç noktaları arasında bir değerlendirme gerektiriyor. Ölçeğin Türkçe çevirisi her iki dilde yetkin olan iki öğretim üyesi ve iş deneyimleri arasında tercümanlık bulunan İngilizce Hazırlık program koordinatörü tarafından gözden geçirilip değiştirildi. Ayrıca, altı öğrenciden oluşan bir gruba bu maddeleri okumaları ve her maddeden ne anladıklarını anlatmaları istendi. Yanlış anlaşılmalara

yol açabileceği düşünülen maddeler başka biçimlerde yazıldı ve ölçeğin kullanılmaya hazır olduğuna karar verildi.

### İşlem

Öğrencilerin ders aldıkları sınıflara gidilerek araştırmanın amacı hakkında bilgi verildikten sonra, öğrencilerden araştırmaya katılmaları rica edildi. Ayrıca öğrencilerin Öğrenci Seçme ve Yerleştirme Sınavı sonucu elde etmiş oldukları puanların ve üniversitede almakta oldukları derslerin notlarının kayıt işleri müdürlüğünden alınması için izin formlarını imzalamaları istendi. Öğrencilere araştırmaya katılmama veya formu imza etmeme hakları olduğu da hatırlatıldı. Ölçeğin bulunduğu formlar öğrencilere verildi ve yönergeyi okuduktan sonra doldurmaları istendi. Ölçeği yanıtlamada herhangi bir zaman kısıtlaması yoktu. Bu işlemler yedi hafta

ara ile iki kez aynı sınıflara giderek yapıldı ve derste hazır bulunan öğrenciler arasında gönüllü olanlardan veri toplandı.

### BULGULAR

Bu çalışmada elde edilen düşünme ihtiyacı ölçeği istatistikleri Tablo 1'de Sadowski ve Gülgöz'ün (1992a; 1992b) daha önce belirtilen çalışmalarının istatistikleri ile birlikte sunulmaktadır. Bu tabloya bakıldığında iki fark göze çarpmaktadır. Bir tanesi, Türkiye ortalamalarının ABD ortalamalarından yüksek olduğu; diğeri ise Türkiye'deki örneklem gruplarında daha düşük bir standart sapmanın ortaya çıktığıdır. Ortalamalar arasındaki farklara bakıldığında, yalnızca en düşük ve en yüksek ortalamalar (Sadowski ve Gülgöz, 1992a, tekrar test ile bu çalışmanın ikinci aşaması) arasındaki fark anlamlı bulunmuştur ( $t(206) = 2.19, p < .05$ ).

Tablo 1. Bu ve Bundan Önceki Çalışmalarda Elde Edilen Düşünme İhtiyacı Ortalama ve Standart Sapmaları.

	Bu çalışma		Sadowski ve Gülgöz 1992a		Sadowski ve Gülgöz 1992b	
	İlk aşama	İkinci aşama	Test	Tekrar test	Birinci grup	İkinci grup
X	24.76	27.15	23.41	20.83	21.91	21.25
ss	14.45	16.41	22.76	24.62	20.88	23.07
n	90	137	71	71	23	28

Düşünme ihtiyacı ölçeğinin iç tutarlılığı her iki ölçek verilme aşaması için ayrı ayrı ölçüldü. Birinci aşamada Cronbach alfa katsayısı .69, ikinci aşamada .78 olarak bulundu. Her ne kadar ABD örneklemeleri ile yapılan çalışmada elde edilen katsayılarından (.91 ve .92) düşük ise de, bu katsayı kabul

edilebilir bir düzeydedir. Her iki aşamada da ölçeği alan deneklerin test ( $M=25.48, ss=15.42$ ) ve tekrar test ( $M=24.66, ss=14.98$ ) ortalamaları arasındaki fark anlamlı bulunmamıştır ( $t(70)=0.48, p > .05$ ). Öte yandan test ve tekrar test güvenilirliği ise anlamlıdır ( $r(69) = .55, p < .001$ ) fakat yine ABD örneklemleri ile

yapılan çalışmadan ( $r(69) = .88, p < .0001$ ) düşüktür. Bu iki örneklemden elde edilen korelasyonlar arasındaki fark da anlamlı bulunmuştur ( $z = 4.35, p < .0001$ ).

Bu testin faktör yapısına bakıldığında 18 maddelik kısa ölçeğin tek faktöre dayanan bir yapıda olduğu görülmüştür (Cacioppo ve Petty, 1984; Sadowski, 1992). Bu çalışmada kullanılan üsteleme temel eksen faktör analizi (iterative principle axis factor analysis), faktör yapısının ağırlıklı olarak bir faktörde yoğunlaştığını, iki maddenin ise herbiri

başka bir faktör olmak üzere, başka faktörlere yüklendiği görüldü. Testi oluşturan maddelerin madde-toplam korelasyonlarına bakıldığında sadece bu iki maddenin korelasyonlarının anlamlı olamayacak denli düşük olduğu gözlemlendi. Tablo 2 maddelerin faktör ağırlıklarını ve madde-toplam korelasyonu katsayısını sergilemektedir. Testin bu iki madde çıkarılmış haliyle özgün hali arasındaki korelasyonun çok yüksek olduğu görüldü ( $r(154) = .97, p < .0001$ ).

Tablo 2. Düşünme İhtiyacı Ölçeği Faktör Ağırlıkları ve Madde-Toplam Korelasyonları.

Madde	Faktör 1	Faktör 2	Faktör 3	Madde-toplam korelasyonu
1. Karmaşık problemleri basit problemlere yeğlerim.	.367	.241	.084	.41*
2. Çok düşünmeyi gerektiren bir işin sorumluluğunu almak hoşuma gider.	.571	.512	-.044	.54*
3. Düşünmek benim için bir eğlence biçimi değildir.	.425	-.072	-.005	.48*
4. Düşünme yeteneğimi zorlayacak birşey yapmaktansa, az düşünmeyi gerektirecek şeyleri tercih ederim.	.697	-.198	.003	.67*
5. Bir mesele hakkında derin düşünmemi gerektirecek durumları önceden sezip, onlardan uzak durmaya çalışırım.	.599	-.346	.158	.60*
6. Bir sorunu kafamda uzun süre yoğun bir biçimde tartışmak hoşuma gider.	.335	.058	-.203	.40*
7. Sadece durumun gerektirdiği kadar derin düşünürüm.	.129	.155	.525	.27
8. Uzun süreli işlere kafa yormaktansa, küçük, günlük meseleler hakkında düşünmeyi yeğlerim.	.414	-.369	.161	.45*
9. Nasıl yapıldığını öğrendikten sonra fazla düşünmeyi gerektirmeyecek işleri tercih ederim.	.625	-.215	.183	.65*
10. İşimde, düşünme yeteneğime güvenerek yükselme fikri bana çekici gelir.	.325	.242	.032	.34*
11. Sorunlara yeni çözümler bulmayı gerektiren işler bana gerçekten zevk verir.	.550	.548	.087	.51*

## Tablonun Devamı

12. Yeni düşünce biçimleri öğrenmek bana pek heyecan vermez.	.525	-.433	-.035	.50*
13. Yaşamımın çözmem gereken bulmacalarla dolu olmasını yeğlerim.	.471	.390	-.168	.50*
14. Soyut düşünme eylemi bana çekici gelir.	.424	.198	-.272	.47*
15. Orta önemde, fazla düşünce gerektirmeyen bir iş yapmaktansa, kafa çalıştırmamı gerektiren, zor ve önemli bir işi tercih ederim.	.341	.224	-.292	.37*
16. Çok zihinsel çaba gerektirmiş bir işi tamamlayınca tatminden ziyade rahatlama duygusu hissederim.	-.046	.520	.387	.11
17. Bence bir nesnenin kendisinden beklenen işi görmesi önemlidir, işi nasıl ve neden gördüğü benim ilgimi çekmez.	.579	-.275	.231	.59*
18. Kişisel olarak beni etkileeleri söz konusu olmasa bile birçok değişik konuda düşünürüm.	.403	-.178	-.353	.40*

\* p &lt; .005

Daha sonra toplam iki aşamada ölçeğin verildiği toplam 156 deneğin Öğrenci Seçme ve Yerleştirme Sınavı'ndaki doğru ve yanlış yanıt sayıları ve ders notları ile düşünme ihtiyacı ölçeği puanları arasındaki ilişki

incelendi. Tablo 3 ÖSYS sonuçları ile olan korelasyonları göstermektedir. Tabloda görüldüğü gibi -.15 ile .10 arasında değişen korelasyon katsayılarının hiçbirisi anlamlı bulunmamıştır.

Tablo 3. Düşünme İhtiyacı Ölçeği Puanlarının ÖSYS Sonuçları İle Korelasyonu.

Alt test	n	Korelasyon katsayısı
Fen Doğru	23	-.15
Fen Yanlış	23	.10
Matematik Doğru	156	.05
Matematik Yanlış	156	.05
Türkçe Doğru	156	-.00
Türkçe Yanlış	156	-.12
Sosyal Doğru	134	.03
Sosyal Yanlış	134	-.09

Tablo 4 ise çeşitli derslerde öğrencilerin aldığı notlarla düşünme ihtiyacı ölçeğinin ilişkisini sergilemektedir.

Buradaki katsayılar da .07 ile .35 arasında değişmektedir ve hiçbiri anlamlı bulunmamıştır.

Tablo 4. Düşünme İhtiyacı Ölçeği Puanlarının Ders Notları ile Korelasyonu.

Ders	n	Korelasyon katsayısı
Sonlu Matematik	27	.35
Yüksek Matematik	65	.18
İletişim Becerileri	39	.28
Bilgisayar Uygulamaları	65	.14
Uygarlık Tarihi I	40	.11
Uygarlık Tarihi II	65	.15
Türk Devrim Tarihi I	127	.13
Türk Devrim Tarihi II	65	.07
Psikolojiye Giriş	129	.09
Sosyolojiye Giriş	65	.10
Doğa Kanunları	128	.12
Maddenin Yapısı	31	.09

## TARTIŞMA

Düşünme ihtiyacı ölçeği insanların düşünmeye ne derece eğilimli olduklarını, düşünme gerektiren işlemlerden ne derece hoşlandıklarını ölçmeye çalışan bir ölçek olarak geliştirildi. Bu ölçeğin çeşitli kullanımları olabileceği gibi öncelikle ölçeğin niteliği konusunda bir anlaşmanın sağlanması gereklidir. Ölçeğin niteliğine ilişkin tartışmaya kültürlerarası bir yön kazandırmak ve bu ölçeğin ülkemizdeki araştırmalarda da kullanılabilmesinin sağlanması amacıyla yapılan bu çalışmanın sonucunda özgün ölçeğin niteliklerine yakın, ancak o kadar güçlü olamayan bir uyarlama ortaya çıkmıştır. Bundan sonra yapılacak çalışmalar ile uyarlanan düşünme ihtiyacı ölçeğinin nitelikleri daha da belirgin. Amerika Birleşik Devletleri'ndeki örneklem grupları ile olan farklar çeşitli biçimlerde yorumlanabilir. ABD'nde üniversiteye girişte uygulanan kabul süreci çok

daha farklı olduğundan, iki örnekleme oluşturan üniversite öğrencileri farklı özellikler gösterebilirler. Ayrıca iki ülkedeki örneklem gruplarının genel öğrenci nüfusunun aynı bölümlerinden gelmemiş olmaları çok yüksek bir olasılıktır. Düşünme ihtiyacı ölçeğinin ortalama ve standart sapmalarında görülen farklar bu nedenlere bağlanabilir.

Düşünme ihtiyacı ölçeği uyarlamasının güvenilirlik ve iç tutarlılık katsayıları ABD'nde elde edilen katsayılar kadar yüksek olmasa da, kabul edilebilir, kimi zaman da yüksek sayılacak düzeyde bulunmuştur. Faktör analizi de ölçek uyarlamasında biraz farklı da olsa, tek faktörden oluşan özgün faktör yapısına çok yakın bir yapının korunmakta olduğunu gösterdi. Böylece bu ölçeğin kullanılabilir bir ölçek olduğu görüldü.

Bu noktada ikinci soru da bu ölçekle ölçülenin bilişsel bir unsur mu yoksa bir

tutum mu olduğudur. Bu çalışmada varsayılan, her ikisinin de öğrenci başarı göstergeleri ile bir ilişkiye neden olabileceğiydi. Ancak bilişsel bir unsur çok daha doğrudan etkileyeceği için daha yüksek korelasyon katsayıları beklenirdi. Tutumlar ise bilişsel beceri ve yeteneklerle ne yapıldığını belirlediğinden dolayı etkileri söz konusu olur ve daha düşük de olsa anlamlı korelasyonlara yol açardı. Sonuçlar her iki beklentimizi de karşılamadı. Düşünme ihtiyacı ölçeği puanları ile başarı göstergeleri arasında hiçbir anlamlı ilişkiye rastlanmadı. Bu sonucu yorumlamak için düşünme ihtiyacı ve başarı ilişkisini karmaşıklaştıracak değişkenlerin kontrol edilmesinde yarar olduğunu düşünüyoruz. Bu değişkenlerin başında hiç kuşkusuz ki zeka var. Öğrenci seçme ve yerleştirme sınavının bir zeka testine ne derece yaklaştığı konusunda elimizde veri olmadığından bu konuya bir açıklık getiremiyoruz, fakat bu çalışmada, bu sınavda elde edilen puanlarla düşünme ihtiyacı puanlarının arasında bir ilişki olmadığı görülüyor. Ders notları ile de bir ilişkinin olmaması oldukça şaşırtıcıdır, çünkü düşünme ihtiyacı gibi bir tutumun ders başarısında etkisi olması beklenirdi. Elde edilen sonuçları nasıl yorumlayabiliriz? Bir tür yorum eldeki ölçme aracının düşünme ihtiyacını ölçmede yetersiz kaldığıdır. İkinci ise düşünme ihtiyacı kavramının yanlış veya gereksiz bir kavram olmasıdır. Yurt dışında yapılmış olan çalışmalar düşünüldüğünde bu iki yorum pek olası gözükmemektedir. O zaman öğrenci başarısını ölçmekte kullandığımız değişkenlere bakabiliriz. Derslerde alınan notlar ve ÖSYS alttest doğru ve yanlış yanıt sayıları düşünme ihtiyacını gerektirmeyen ya da ondan etkilenmeyen davranışların göstergeleri olabilir. Bu noktada bir sonuca varmak olası

gözükmemektedir. Bundan sonraki araştırmaların varolan bu duruma daha fazla açıklık kazandıracaktır umuyoruz.

#### KAYNAKLAR

- Cacioppo, J. T. & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 116-131.
- Cacioppo, J. T., & Petty, R. E. (1984). The need for cognition: Relationship to attitudinal processes. In R. P. McGlynn, J. E. Maddux, C. D. Stoltenberg, ve J. H. Harvey (Ed.), *Interfaces in psychology: Social perception in clinical and counseling psychology* (pp. 113-139). Lubbock, TX: Texas Tech Press.
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Kao, C. F. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment*, 48, 306-307.
- Cohen, A. R. (1957). Need for cognition and order of communication as determinants of opinion change. In C. L. Hovland (Ed.), *The order of presentation in persuasion*. New Haven, CN: Yale University Press.
- Heesacker, M. (1985). Need for Cognition Scale. In D. J. Keyser & R.C. Sweetland (Eds.), *Test critiques*. Vol:3. (pp. 466-474). Kansas City, MO: Test Corporation of America.
- Leone, C., & Dalton, C. H. (1988). Some effects of the need for cognition on course grades. *Perceptual and Motor Skills*, 67, 175-178.
- Olson, K., Camp, C., & Fuller, D. (1984). Curiosity and need for cognition. *Psychological Reports*, 54, 71-74.
- Sadowski, C. J. (1992). An examination of the short need for cognition scale. *The Journal of Psychology*, 127, 451-454.
- Sadowski, C. J. (July 1994). *Need for Cognition as a Determinant of Non-differentiation on Survey Questionnaires*. Poster presented at the annual convention of the American Psychological Society, Washington, DC.
- Sadowski, C. J., & Gülgöz, S. (1992a). Internal consistency and test-retest reliability of the need for cognition scale. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 610.
- Sadowski, C. J., & Gülgöz, S. (1992b). Association of need for cognition and course performance. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 498.
- Stark, J. S., Bentley, R. J., Lowther, M. A., & Shaw, K. M. (1991). The Student Goals Exploration: reliability and concurrent validity. *Educational and Psychological Measurement*, 51, 413-422.
- Waters, L. K. & Zakrajsek, T. (1990). Correlates of need for cognition total and subscale scores. *Educational and Psychological Measurement*, 50, 213-217.



## SUMMARY

# TURKISH ADAPTATION OF THE NEED FOR COGNITION SCALE AND ITS CORRELATION WITH PERFORMANCE MEASURES

Sami GÜLGÖZ  
 Koç University

Cyril J. SADOWSKI  
 Auburn University, Montgomery

### INTRODUCTION

Need for cognition is the term used to express people's tendency to seek and enjoy effortful thinking (Cacioppo & Petty, 1982). Studies including the need for cognition scale in the United States has shown that this scale has high internal consistency (Cacioppo, Petty, & Kao, 1984; Sadowski & Gülgöz, 1992a), high test-retest reliability (Sadowski & Gülgöz, 1992a), and high validity (Heesacker, 1985). A number of findings indicate the need for cognition scale to have considerable value for education. For example, scores on the need for cognition scale correlated significantly with ACT scores (Cacioppo, Petty, & Kao, 1984; Olson, Camp, & Fuller, 1984), with scales measuring academic inclinations (Stark, Bentley, Lowther, & Shaw, 1991), and with performance in courses varying in difficulty and course content (Leone & Dalton, 1988; Sadowski & Gülgöz, 1992b).

One of the critical discussions is about whether the need for cognition is a concept related to the cognitive structure or it is a function of the person's values and attitude. There is not a definitive answer provided by Cacioppo and Petty (1982) because need for cognition cannot be considered as a function of intelligence but it cannot be conceptualized as completely independent of intelligence either. Results in their study agrees with their argument such that there is a correlation of .39 between the need for cognition scale and the ACT test which is not an intelligence test but correlates highly with the intelligence tests. Waters and Zakrajsek (1990) found a lower correlation with the ACT score ( $r(205)=.18$ ,  $p<.01$ ) and significant but low correlation with the students' grade point averages. Such results showing low correlations between indicators of intelligence and the need for cognition scale lead us to speculate that need for cognition may be primarily an attitude. Students with high need for cognition may be

satisfying their need for cognition while achieving a better performance in courses and university entrance examinations. For example, Sadowski (1994) has shown that when students with lower need for cognition are unsure of the answer to a particular question, they are more likely to respond randomly than students with higher need for cognition. Our purpose in using the concept of need for cognition is to explain the differences in learning, problem solving, and decision making of people with similar mental abilities, similar mental resources, and similar cognitive strategies.

In the current study, we aimed to adapt the need for cognition scale developed by Cacioppo and Petty to Turkish and to test the idea that this scale is more an attitude scale than a cognitive scale.

### METHOD

Subjects who were university students at Koç University were given the need for cognition scale at two different times. The first group of subjects consisted of 45 males and 45 females and the second group had 75 females and 62 males. Since 71 of the subjects were present in both groups for the purpose of measuring the test-retest reliability, the total number of subjects in the two groups was 156. The short need for cognition scale (Cacioppo & Petty, 1984) was translated to Turkish and checked by fluent bilinguals. Items were presented in Turkish to a group of six students who were asked to paraphrase each item to ensure the expression of intended meaning. When the scale was ready, data were collected from subjects in their classrooms and they were also asked to sign a consent form to allow the investigators to obtain their university entrance examination scores and their course grades. This procedure was repeated seven weeks apart.

\* Address for correspondence: Doç.Dr.Sami Gülgöz, Koç Üniversitesi, İstinye 80860 İSTANBUL, TÜRKİYE

## RESULTS

Table 1 presents the results obtained in this study together with the Sadowski and Gülgöz studies (1992a, 1992b). The means of the US samples appear to be lower than the Turkish sample and the standard deviation is smaller in the Turkish sample. The internal consistency of the need for cognition scale was calculated separately for each group in the Turkish sample. Cronbach's alpha was .69 for the first group and .78 for the second group. There was no significant difference between the scores of the subjects who were given the test both with the first group and the second group ( $M=25.48$ ,  $sd=15.42$  for the first testing,  $M=24.66$ ,  $sd=14.98$  for the second testing,  $t(70) = 0.48$ ,  $p>.05$ ). On the other hand, the test-retest reliability was significant ( $r(69) = .55$ ,  $p<.001$ ), but lower than the coefficient found in the US study ( $r(69) = .88$ ,  $p<.0001$ ). Iterative principal axis factor analysis performed on the data showed that all items loaded on one factor except two items. Each of these two items loaded on a separate factor. The item-total correlations for these two items also appeared to be low. Table 2 presents the factor loadings and the item-total correlations for each item. When these two items were removed from the scoring, the new scores correlated highly with the original scores ( $r(154) = .97$ ,  $p < .0001$ ). Table 3 presents the correlations between the need for cognition scale scores and the number of correct and incorrect answers in the subtests of the Student Selection and Placement Examination (ÖSYS). Table 4 presents the correlations between the need for cognition scores and the grades of the students in various courses. All of the correlation coefficients in these tables were too low to be significant.

## DISCUSSION

This study provides a tool for research purposes and adds a cross-cultural perspective to the concept of need for cognition. The results of the study shows that the adapted scale is reliable and useful although it is not as powerful as the original scale. The issue of whether the need for cognition scale measures a cognitive structure or an attitude is not resolvable by the obtained results because we do not see any correlation between various performance scores and the scores on the need for cognition scale. This discrepancy from the outcome of the US studies may be a function of the differences between performance measures or the perception of the scale. Further studies are needed to clarify such issues and support the validity of the need for cognition scale.