

Yönelim anketlerini büyüme tahminlerinde ne ölçüde kullanabiliriz ?

Nuri Yıldırım *

İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Maçka 80680 İstanbul

Özet

Üçlü (yukarı, aşağı ve değişmez gibi) kategoride yanıt içeren nitel yöneliş anket sonuçlarından nicel değişme oranlarına ulaşmayı amaçlayan çalışmalar Carlson-Parkin (1975) ve daha sonra Pesaran (1984 ve 1987)'in çalışmaları ile büyük bir yaygınlık kazandı. Biz bu çalışmada, olasılık ya da doğrusal-olmayan regresyon yöntemlerine dayanan bu sayısallaştırma tekniklerini, TCMB tarafından aylık olarak yayınlanan 'Genel Gidişat' anket sonuçlarına uyguladık. Anket yanıt kategorilerinden sanayi büyüme hızını tahmin etmeye çalıştık. Ancak, yanıtlarda 'aynı / değişme yok' kategorisinin %60 gibi çok yüksek bir oranda çıkması, sistematik olarak 'noksan-tahmin'e yol açtı. Bu engeli, büyüme ve küçülme dönemleri için ayrı ölçek katsayısı hesaplayarak aşmaya çalıştık. Çalışmanın ilk kısmında anket sonuçlarını bağlı olasılıklar çapraz (contingency) tablosu incelemesine tâbi tutarak iç tutarlılığını irdeledik. Daha sonra, olasılık ve regresyon yöntemlerine dayanan değişik modeller uygulayarak büyüme oranı tahminleri türettik. Anket sonuçları, imalat sanayisinde dönüm noktaları ve kriz dönemlerinin tahmininde başarılı sonuçlar verdi. Son olarak, sapmasızlık ve dikeylik sınamaları yaparak türettiğimiz tahmin serilerinin rasyonel bekleyişler hipotezinin (RBH) empoze ettiği özellikleri taşıyıp taşımadığına baktık. Sonuçlar, RBH öngörülerini değil, adaptif bekleyiş modellerini destekler nitelikte çıkmaktadır.

1. Giriş

Yönelim anket verileri (tendency survey data), ekonomi literatüründe bekleyişlerle ilgili çeşitli hipotezleri doğrudan sınyabileceğimiz ve ekonomik değişkenlerin gelecekte alacakları değerler hakkında öngörü türetebileceğimiz önemli veri kaynaklarından biri olarak görülür¹. Nitel anket verilerinin nicel bekleyişlere dönüştürülmesine yönelik ilk

* Değerli eleştirilerinden dolayı Dr. Hasan Ersel'e, Dr. Ercan Uygur'a ve dergi hakemlerine teşekkürü borç bilirim. Açıkılır ki, kalmış olabilecek hatalardan sadece yazar sorumludur.

çalışmalar 1950'lerin başlarına kadar uzanır (Theil, 1952 ve Anderson, 1952). Ancak, anket verilerinden yararlanma çabaları, Theil yöntemini tüketicilerin enflasyon beklentileri ile ilgili anket sonuçlarına uygulayan Carlson-Parkin (1975)'in çalışmasından sonra büyük bir yaygınlık kazandı. Daha sonra, Pesaran (1984 ve 1987) nitel verilerin sayısallaştırılmasında olasılık yöntemine dayanan Theil- Carlson-Parkin yaklaşımından farklı olarak regresyon yönteminden yararlanma yoluna gitti. Bugün, uygulanan tekniklerin tümü bu iki ana yöntemin değişik çeşitlemelerinden oluşmaktadır.

Biz, bu çalışmada, T.C. Merkez Bankası (TCMB)'nin 1987 yılından bu yana aylık bazda düzenli olarak gerçekleştirdiği ve yayınladığı "genel gidişat yönelim anketi" (özel sektör) sonuçlarını nicel büyüme oranı öngörülerine (beklentilerine) dönüştürmeyi deneyeceğiz. Bu ankette firma yöneticilerine, "Sanayi dalınızda genel gidişat konusunda bir ay öncesine kıyasla görüşünüz nedir?" diye sorulmakta ve 'daha iyimser', 'daha kötümser' ve 'aynı / değişme yok' şeklinde üç kategoride yanıtlar alınmaktadır. 1987 yılının Aralık ayından itibaren yayınlanan bu yönelim anketinde ilk yıllarda 250-300 firmadan yanıt alınırken, bu sayı, 1990 yılından itibaren 500-600 civarına yükselmiştir.

Burada, büyüme hızının ekonominin genel performansını (genel gidişatı) yansıtan bir temsili değişken (proxy) olarak kullanılabileceğini varsayıyor ve bu varsayımın da çok gerçek dışı olmadığını düşünüyoruz.

Diğer yandan, çalışmada, şu diğer kritik varsayımı yapmış oluyoruz: Sektöründeki genel gidişat konusunda geçen aya kıyasla daha iyimser (kötümser) olduğunu söyleyen firma yöneticisi, bu yanıtıyla, içinde bulunan ayda ekonomik büyüme (küçülme) olacağını düşündüğünü (beklediğini) ifade etmiş olmaktadır. Yanıt eğer 'aynı / değişme yok' ise, o yönetici, sanayi üretiminde içinde bulunulan ayda bir değişme beklememektedir. Böylece her bir 'daha iyimserim (daha kötümserim)' yanıtı, sanayi büyüme oranının pozitif (negatif) olacağı yönünde belirtilmiş bir görüş olarak ele alınacaktır. Kısaca, bu ankette firma yöneticilerinden sanayi üretiminde o ayda meydana gelecek değişimin yönünü (büyüme oranının işaretini) tahmin etmelerinin istenildiğini varsayıyoruz. Aslında, anket sonuçlarını sanayi büyüme hızı (G_t) ile değil, bu hızdaki değişme (ΔG_t) ile ilişkilendirmek daha doğru olurdu. Ancak hızdaki değişmeyi (ΔG_t) öngörmek gelirdeki değişmeyi (G_t) öngörmekten çok daha zor olduğu için, anket verileri ile G_t arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki olmasına karşın, anket verileri ile ΔG_t arasında ilişki çıkmamaktadır. Bu nedenle anket bilgilerini büyüme oranındaki değişme ile değil gelirdeki değişme ile ilişkilendirme yoluna gittik.

Çalışmanın plânı şöyledir: Bölüm 2'de kullanacağımız verileri tanıttıktan sonra, Bölüm 3'de, anket sonuçlarını imalat sanayi büyüme

¹ Bu konudaki çalışmaların geniş bir özeti için bk. Zimmermann (1997) ve Pesaran (1987, ch. 8).

oranı ile ilişkilendirerek, çapraz ortak (joint) olasılıklar tablosu (contingency table) incelemesi yapıyoruz. Bölüm 4’de, nitel anket verilerini nicel bekleyişlere dönüştürmede kullanacağımız olasılık ve regresyon yöntemlerini ve kullanacağımız modelleri tanıtıyoruz. Bölüm 5’de tahmin sonuçlarını veriyor ve çeşitli kriterler kullanarak bu tahminlerin başarı derecelerini ölçüyoruz. Ulaştığımız tahmin serilerinin kriz yıllarını ve dönüm noktalarını öngörmeye ne derece başarılı olduklarını irdeliyoruz. Bölüm 6’da, türettiğimiz tahmin serilerinin rasyonel bekleyişler hipotezinin öngördüğü sapmasızlık ve dikeylik özelliklerine sahip olup olmadıklarını ve adaptif bekleyiş modellerini destekleyip desteklemediklerini sınıyoruz. Çalışma sonuç bölümü ile sona eriyor.

2. Veriler

Aralık 1987 tarihinden bu yana yayınlanmakta olan TCMB özel sektör genel gidişat anketinin 1992 öncesini, gerçekleştirmelerden sistematik olarak çok daha düşük tahmin verdiği için dışarıda bıraktık. Ele aldığımız dönem 123 ayı kapsayan 1992:01-2002:03 dönemi olacaktır. Değişkenlerimizi şöyle tanımlıyoruz :

- OPT* : anket sorusuna ‘daha iyimserim (more optimistic)’ diye yanıt veren firma sayısı / ankete katılan toplam firma sayısı.
- PES* : anket sorusuna ‘daha kötümserim (more pessimistic)’ diye yanıt veren firma sayısı / ankete katılan toplam firma sayısı.
- S* : anket sorusuna ‘aynı (the same)’ diye yanıt veren firma sayısı/ toplam firma sayısı.

$OPT + S + PES = 1.0$ olmaktadır. Her ay ankete katılan mutlak firma sayılarını değil, onların oranlarını esas aldık. Ankete katılan firma sayıları her ay değiştiğinden, bu sayıları mutlak büyüklük olarak değil de, oran cinsinden ele almamız, verilerde her aya eşit ağırlık vermemiz anlamına gelecektir. Örneğin, 400 firmanın katıldığı bir ayın anket sonuçları ile 600 firmanın katıldığı diğer bir ayın anket sonuçları bizim için aynı ağırlıkta olacaktır.

Öte yandan, imalat sanayi sektörünün yıllık bazda aylık büyüme oranını, G_t , mevsimsel hareketlerden etkilenmemek için bir önceki yılın aynı ayına göre hesapladık² : $G_t = (Q_t - Q_{t-12})/Q_{t-12}$.

Q_t , Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE) tarafından yayınlanan toplam (kamu + özel) imalat sanayi üretim endeksidir.

² Diğer bir seçenek olarak, üretim endeksini mevsimsel hareketlerden arındırarak bir önceki aya göre hesaplanmış aylık logaritmik büyüme hızı ($g_t = \ln Q_t - \ln Q_{t-1}$) kullanmayı denedik. Ancak, anket sonuçları bu şekilde tanımlanmış büyüme oranı ile ilişkili çıkmamaktadır.

Tablo 1, değişkenlerin genel özelliklerini ele alınan dönem itibarıyla özetlemektedir.

Tablo 1
Değişkenlere Ait Özet Bilgiler, 1992:01 - 2002:03 (123 ay)

	<i>G</i>	<i>OPT</i>	<i>S</i>	<i>PES</i>
Ortalama (μ)	0.0206	0.2139	0.5961	0.1900
Maksimum	0.2867	0.4660	0.7140	0.6860
Minimum	-0.2091	0.0400	0.2710	0.0430
Standart sapma (σ)	0.1007	0.0869	0.0860	0.1361
Dağılım :				
Çarpıklık	0.07	0.33	-1.92	1.99
Basıklık	2.61	3.11	6.93	6.55
JB istatistiği (p-değeri)	0.86 (0.65)	2.34 (0.31)	155.4 (0.0)	146.3 (0.0)

Tabloda dikkatimizi ilk çeken şey, anket sorusuna ‘aynı (değişme yok)’, *S*, diye yanıt veren firmaların oranındaki yüksekliktir. 123 aylık toplam dönemde, ortalama olarak, firmaların beşde-birinden biraz fazlası ‘daha iyimser’ (*OPT*) ve beşde-birine yakını ‘daha kötümser’ (*PES*) olduğunu söylerken, %60 gibi çok büyük bir kısmı sektörün genel gidişatında geçen aya göre bir değişme görmedikleri şeklinde (*S*) görüş bildirmiştir. Ele alınan 123 aylık dönemin gerçekleşen aylık büyüme oranlarını incelediğimizde, bu %60’lık *S* kategorisine denk gelen ‘farksızlık aralığı’nın (anketi yanıtlayanların gelirdeki değişmeyi hissetmede zorlandıkları büyüme aralığı) \pm %9 olduğunu görüyoruz. *S* kategorisi %10-15 gibi daha makul bir düzeyde kalsaydı, farksızlık aralığı \pm %2-3 düzeyinde gerçekleşecekti. Aslında, ‘aynı (değişme yok)’ şıkkı içeren üç kategorili anketlerin en büyük zaafı buradadır. *S* gerçekten değişme beklemeyen firmaları olduğu gibi, anket sorusuna verecek yanıt olmayan kararsız (görüşsüz) firmaları da içermektedir. Aşağıda göreceğimiz gibi *S*’nin bu denli yüksek olması anket bilgilerinin yararlığını çok büyük ölçüde sınırlamaktadır.

Tablodan görüldüğü gibi, *G* ve *OPT* serilerinin dağılımları normal dağılıma çok yakın oldukları halde, *S* sola, *PES* ise sağa çarpık sivri tepeli (leptokurtic) dağılımlara sahiptirler. Bu dağılım farklılığı tahmin hatasının büyük çıkmasına yol açacaktır.

Tablo 2, imalat sanayi büyüme oranı G_t ile anket kategori değişkenleri arasındaki gecikmeli korelasyon katsayılarını içeriyor. Görüldüğü gibi, OPT_t ve PES_t serileri ile G_t serisi arasındaki korelasyonlar en yüksek değere 2 aylık gecikme ($t-2$) ile ulaşıyor. G ile OPT arasındaki en yüksek korelasyon 0.4639 iken, PES ile G arasındaki en yüksek korelasyon -0.6242 ’dir. Firmalar, “Geçen aya kıyasla sektörünüzdeki genel gidişatı nasıl görüyorsunuz?” sorusuna yanıt verirken, $t-1$ döneminde (geçen ay) ellerindeki mevcut bilgiyi kullanarak t dönemindeki (bu ay) büyümenin yönünü (G_t ’nin işaretini) tahmin ediyorlar. Gecikmenin

aslında bir ay olması gerek. Ancak firmalar ekonomideki gidişin yönünü kestirmeye çalışırken, tahmin ettikleri olumlu ya da olumsuz gelişmelerin tam olarak hangi dönem (bir ay sonra mı yoksa iki ay sonra mı?) içinde gerçekleşeceğini tahminde zorluk çekiyorlar. Bu nedenle G_t serisi ile OPT_t ve PES_t serileri arasındaki istatistiksel olarak anlamlı ilişki geriye doğru 10 ay gidebiliyor.

Tablo 2
Anket Kategori Değişkenleri (OPT ve PES) ile
İmalat Sanayi Büyüme Oranı (G) arasında Gecikmeli
Korelasyon Katsayıları, 1992:01 - 2002:03 (123 ay)

i	G_t ile OPT_{t-i} arasında	G_t ile PES_{t-i} arasında
0	0.3688	-0.4975
1	0.4035	-0.5772
2	0.4639	-0.6242
3	0.4286	-0.5667
4	0.3768	-0.5151
5	0.3480	-0.4298
6	0.3396	-0.4109
7	0.4020	-0.4473
8	0.3753	-0.4236
9	0.3171	-0.3649
10	0.2162	-0.2409
11	0.0762	-0.0698

Not: 0.1803'den büyük katsayılar %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Kullanacağımız serilerin durağan (stationary) olup olmadıklarını ADF ve PP birim kök testleri uygulayarak irdeledik. OPT , PES , S ve ($OPT-PES$) serileri kullandığımız tüm değişik gecikme (lag) sayıları için %1 ya da %5 düzeyinde durağan çıkmaktadırlar. G serisi ise, PP testine göre durağan çıkmakla birlikte, ADF testine göre 3 ve daha az dönem gecikme almamız durumunda %5 güven düzeyinde durağan çıkmakta, 4 ve daha yukarı sayıda gecikme almamız durumunda I(1) serisi niteliği göstermektedir.

3. Ortak (joint) olasılıklar çapraz tablosu analizi

Mevcut iki kesikli tesadüfi değişkenimizi yeniden tanımlayalım. Birincisi, imalat sanayinin³ gerçekleşen büyüme oranı, G , diğeri, OPT , S ve PES kategorileri arasında dağılan büyüme tahmini değişkenidir. Büyüme tahmini değişkenini GE ile gösterelim. G büyümeyi, E ise beklentiyi vurgulamaktadır. Çapraz ortak olasılık tablosu düzenleyebilmemiz için gerçekleşen sanayi büyüme oranı, G , için üç alt kategori tanımlayalım: Bunlar ekonomik büyüme dönemleri, ekonomik daralma dönemleri ve sıfır büyüme dönemleri olsunlar. Sıfır büyüme

³ Anket yanıt kategorilerinin toplam sanayi ve imalat sanayi büyüme hızı ile ilişkisine baktık. İmalat sanayi büyüme hızı ile daha yüksek düzeyde ilişkili olduğunu gördük. Toplam sanayi yerine imalat sanayini almamızın nedeni budur.

dönemi, anketi yanıtlayanların ne artma ne de azalma şeklinde değişme öngöremedikleri, dolayısıyla ‘aynı (değişme yok)’ diye görüş bildirecekleri bir farksızlık aralığıdır. Bu aralık sıfır etrafında simetrik (-/+ c) olabileceği gibi, asimetrik de (-a ve b) olabilir. Aşağıda bu aralığı verilerden tahmin etmeye çalışacağız. Ancak *S* kategorisindeki aşırı yığılma (yanıtların %60’ı) uygulayacağımız yöntemlerden anlamlı bir aralık elde etmemize olanak tanımamaktadır. Bu nedenle pratik davranarak *G* için farksızlık aralığını \pm %1, %2 ya da %3 gibi simetrik bir aralık şeklinde alabiliriz. Biz, bu farksızlık aralığını, \pm %1’den başlayarak \pm %5’e kadar değiştirdik. Ancak, elde ettiğimiz χ^2 sına sonuları deęişmedi. Burada bu aralıklardan biri için, örneğın, \pm %2 için hazırladığımız apraz tabloları verelim.

Tablo 3, büyüme tahmini deęişkeni *GE*’nin alt kategorilerinin üç farklı büyüme dönemleri itibarıyla dağılımını veriyor. *G* ile anket kategori deęişkenleri arasındaki korelasyon 2 ay gecikme ile en yüksek deęerine ulaştığı için, 2 ay gecikme kullanarak *G_t* ile *OPT_{t-2}*, *S_{t-2}* ve *PES_{t-2}*’yi ilişkilendirdik. Beklendiğı üzere *OPT*’un ortalama deęeri büyüme dönemlerinde daha yüksek (%24.3), daralma dönemlerinde daha düşüktür (%16.7). *PES* için ise tersi söz konusudur: sırasıyla, %13.1 ve %29.3.

Buna karşılık, ‘aynı’ kategorisi, *S*, beklenenin aksine, sıfır büyüme döneminde daha yüksek bir deęer almamaktadır. *S*’nin büyüme dönemlerine göre önemli bir farklılık göstermemesi, gelecekle ilgili tahmin yapmakda zorlanan kararsız firma yöneticilerinin anketi yanıtlarken *S* şikkını seçtiklerinin bir göstergesidir.

Tablo 3
Anket Kategorilerinin Farklı Büyüme Dönemleri
İtibarıyla Ortalama % Değerleri, 1992:02 - 2002:03

Farklı büyüme dönemleri	GE			Dönem sayısı
	OPT	S	PES	
$G > 0.02$	24.28	62.60	13.12	65 ay
$-0.02 \leq G \leq 0.02$	22.30	62.66	15.04	15 ay
$G < -0.02$	16.71	54.03	29.26	43 ay
Genel ortalama	21.39	59.61	19.00	123 ay (toplam)

Şimdi Tablo 3'den yararlanarak, sıra ve sütun değişkenleri G ve GE 'nin ortak (joint) olasılıklar tablosunu hazırlayabiliriz. Tablo 3'ün ortasında siyah puntolarla işaretlenen 3×3 boyutlu matrisdeki OPT , S ve PES ortalama değerlerini önce ait oldukları dönemin ay sayısı ile çarpıp, sonra da toplam dönem sayısı olan 123'e bölmek suretiyle gözlenen ortak (joint) olasılıkları elde etmiş olacağız. Örneğin, pozitif büyüme ($G > 0.02$) döneminde OPT 'nin aldığı ortalama değer %24.28'in ifade ettiği ortak (joint) olasılık, $\%24.28 \times 65 / 123 = \%12.83$ olmaktadır. Tablo 4, bu yolla hesaplanmış gözlenen ortak (joint) olasılıkları, sıra ve sütun değişkenleri G ve GE 'nin bağımsız oldukları varsayımını kabul edilerek hesaplanmış hipotetik olasılıkları (parantez içinde) vermektedir.

Tablo 4
Gerçekleşen ve Beklenen Büyüme Oranlarına
Ait Gözlenen Ortak (joint) Olasılıklar Çapraz Tablosu

Gerçekleşen büyüme oranları, G	Büyüme beklentisi (GE)			G 'ye ait marjinal olasılık, p_{i+}
	OPT	S	PES	
$G > 0.02$	12.83 (11.3)*	33.08 (31.5)	6.93 (10.0)	52.84
$-0.02 \leq G \leq 0.02$	2.72 (2.6)	7.64 (7.3)	1.83 (2.3)	12.20
$G < -0.02$	4.50 (6.2)	18.89 (20.8)	10.23 (6.6)	34.96
Büyüme beklentisi GE 'ye ait marjinal olasılık, p_{+j}	21.39	59.61	19.00	100.00

* Sıra ve sütun değişkenleri (G ve GE) olasılık dağılımlarının birbirinden bağımsız oldukları varsayımı altında hesaplanan hipotetik bağlı (joint) olasılıklar.

Not: Pearson χ^2 istatistiği = $3.86 < \chi^2 = 9.48$ (standart sapma = 4 ve $\alpha = 0.05$ için).

Tablo 4'ün ortasında siyah puntoyla dizilmiş 3×3 boyutlu matrisi P ile, bu matrisin herhangi bir elamanını p_{ij} , parantez içindeki hipotetik olasılıkları da \tilde{p}_{ij} ile (i sıra, j sütun no'su olsun) göstereyim. G ve GE

değişkenlerinin birbirlerinden bağımsız olmaları durumunda, söz konusu iki değişkenin ortak (joint) olasılıkları, \tilde{p}_{ij} , marjinal olasılıkların çarpımına eşit olacaktır:

$$\tilde{p}_{ij} = p_{+j} \times p_{i+}, (p_{+j} \text{ and } p_{i+} ; GE \text{ ve } G \text{ değişkenlerinin marjinal olasılıklarıdır}).$$

P matrisi için Pearson χ^2 değerini 3.86 olarak hesaplamaktayız ve bu değer, sd: 4 ve α : 0.05'e denk gelen⁴ kritik değer (9.48) çok altındadır. Bu durumda G ve GE değişkenlerinin birbirlerinden bağımsız dağıldıkları varsayımını reddedemiyoruz. Ancak, Pearson χ^2 sınavasını geçememekle birlikte, G ve GE değişkenlerinin dağılımlarının OPT ve PES yanıt kategorileri itibarıyla belli ölçüde ilişkili olduğunu Tablo 2, 3 ve 4'den açıkça görmekteyiz. İlişkinin zayıflığı ve chi-kare testinin geçilememesi büyük ölçüde büyüme dönemlerine göre değişiklik göstermeyen S sütununun aşırı şişkinliğinden kaynaklanmaktadır.

Tablo 4'de 3x3 boyutlu P matrisinde her sütundaki en büyük elemanın diyagonal üzerindeki eleman, p_{ii} , olması beklenir. OPT 'nin en yüksek değerini pozitif büyüme durumunda (1. dize), S 'nin en yüksek değerini sıfır büyüme durumunda (2. dize) ve nihayet PES 'in de en yüksek değerini ekonomik küçülme durumunda (3. dize) alması gerekirdi. Zira anketi yanıtlayan yöneticilerin t dönemindeki gidişatı (büyümenin yönünü, yani, G 'nin alacağı işareti) tahmin ederken $t-1$ döneminde elde birikmiş tüm faydalı ve geçerli bilgiyi kullanacaklarını düşünüyoruz. Rasyonel bekleyişler varsayımının bu öngörüsü doğruysa P matrisinde her sütundaki en yüksek değere sahip elemanın diyagonal eleman olması gerekir. OPT ve PES sütunları bu özelliği gösterdiği halde, S sütunu göstermemektedir. Anketi yanıtlayanların %60'ını oluşturan kararsızların yer aldığı S sütununda gözlenen ortak (joint) olasılıklarla bağımsızlık varsayımı altında hesaplanan hipotetik olasılıklar her üç büyüme döneminde de birbirlerine çok yakın çıkmışlardır. Yani, S değişkeni büyüme dönemleri arasında homojen dağılmıştır. Beklenenin aksine sıfır büyüme döneminde yüksek bir S gözlemlemiyoruz. Dolayısıyla, S , 'aynı (değişme yok)' görüşünden çok, 'bilmiyorum (fikrim yok)' yanıtlarını ifade etmektedir.

Tablo 4'deki $P_{3 \times 3}$ ortak (joint) olasılıklar matrisine biraz daha yakından bakalım. Tablonun son sütununda gösterilen G 'ye ait marjinal olasılıklar, p_{i+} , üç ayrı büyüme döneminin sıklıklarını, en alt dizede gösterilen GE 'ye ait marjinal olasılıklar, p_{+j} , yanıtlayıcıların üç kategori arasındaki dağılımını veriyor. Matrisin herhangi bir elemanı, p_{ij} , j büyüme beklentisini seçen firmaların oran olarak i büyüme durumuna denk gelen kısmını gösteriyor. Örneğin, tüm dönem, 1992:01-2002:03, itibarıyla, ankete katılan firmaların %21.4'ü (p_{+1}) geleceğe ilişkin görüşlerini OPT olarak açıklamışlar ve bu %21.4'ün %12.8'lik kısmı (yani, %60'ı) büyüme

4

Serbestlik derecesi (satır sayısı -1) x (sütun sayısı -1)'e eşittir.

dönemine ($G > 0.02$) denk gelmiştir. Başka bir deyişle bu firmalar doğru tahmin yapmışlardır. Dolayısıyla, diyagonal elemanlar, p_{ii} , doğru tahminleri ifade etmektedir. Üç diyagonal elemanın toplamı, %30.70 (= 12.83 + 7.64 + 10.23), genel tahmin başarı oranını gösterir. Yani, anketin yapıldığı tüm dönem itibarıyla, 100 firmanın ancak 30.7'si doğru tahmin yapmıştır. Kategorilere ait tahmin başarı oranlarını bulabilmemiz için ise diyagonal elemanları GE 'nin marjinal olasılıklarına (p_{+j}) bölmemiz gerekecektir. OPT 'u seçen iyimser firmaların tahmin başarı oranı %59.98 (= 12.83 / 21.39), PES 'i seçen karamsar firmaların tahmin başarı oranı % 53.84 (= 10.23 / 19.00) ve S 'yi seçen değişme beklemedenlerin ya da kararsızların tahmin başarı oranı ise %12.81 (= 7.64 / 59.61)'dir.

Matrisde diyagonalın üzerinde kalan elemanlar gereğinden fazla (gerçekleşen büyüme hızının haklı çıkarmadığı) kötümserleri ifade eder. Yani, bu firmalar gelirin küçüleceğini ya da aynı kalacağını tahmin etmişler, ancak bu öngörülerini gerçekleştirmemiş, beklediklerinden daha olumlu bir sonuç ortaya çıkmıştır. Diyagonal-üstü elemanların toplamı, yani gereğinden fazla kötümserlerin oranı %41.84 olmaktadır. Gereğinden fazla iyimserlerin oranını gösteren diyagonal-altı elemanların toplamı ise %27.45'dir. Bunlar gelir artacak ya da aynı kalacak demiş, ancak gelir azalmış ya da aynı (büyüme öngörüler bakımından) kalmıştır. Böylece, tüm dönem itibarıyla, ankete katılan firmaların %30.70'i doğru tahmin yapmış, %41.84'ü gereğinden fazla kötümser, geri kalan %27.45'i ise gereğinden fazla iyimser öngöründe bulunmuşlardır. Tablo, ankete katılan işadamları arasında, gerçekleşen büyüme sonuçlarının haklı çıkarmadığı gereksiz bir karamsarlığın yaygın olduğunu ortaya koyuyor.

4. Anket sonuçlarının sayısallaştırılması yöntemleri

Yönelim anketlerinden elde edilen nitel (qualitative) verilerin nicel (quantitative) hale dönüştürülmesinde, Theil (1952) tarafından geliştirilen ve Carlson-Parkin (1975) tarafından ilk uygulaması yapılan olasılık yöntemi ile Pesaran (1984 ve 1987) tarafından önerilen doğrusal-olmayan regresyon yöntemi olmak üzere iki yol izlenir. Pesaran (1987)'de bu yöntemlerin ayrıntılı bir açıklaması bulunabilir. Biz burada bu yöntemleri ve versiyonlarını ayrıntılarıyla anlatmayacak, temel unsurlarını kısaca belirttikten sonra bunları TCMB yönelim anketi sonuçlarına uygulayacağız.

4.1. Olasılık yöntemi

Olasılık yönteminde, ankete katılan her bir i firmasının, öngöründe bulunan x_i değişkeniyle (bu, bizde, i firmasının ait olduğu iş kolunda üretim düzeyinin ne yönde değişeceği) ilgili olarak sübjektif bir dağılıma dayanarak tahmin yaptığı varsayılır. Firmanın bu bireysel sübjektif olasılık dağılımı, h_i , firmanın o anda elinde bulunan bilgi

kümesine, Ω_{it-1} , koşullu bir dağılımdır: $h_i(x_i, \Theta_{it} \mid \Omega_{it-1})$. Burada, $\Theta_{it} = \{\delta_{it}, \gamma_{it}, \alpha_{it}, \beta_{it}\}$, dağılımın bilinmeyen parametreler kümesidir (bk. Mitchell (2002: 102). $\delta_{it} \in [-\infty, \infty]$ yer (location), belli bir merkezî değer gösteren katsayıdır. $\gamma_{it} \geq 0$, ölçek (scale); $\alpha_{it} \in [0, 2]$, kararlılık (stability) endeksi ve $\beta_{it} \in [-1, 1]$ çarpıklık (skewness) katsayılarıdır. Özel bir durum olarak, dağılımın normal olması halinde, δ_{it} , dağılımın ortalaması olmakta, $\alpha_{it} = 2$, $\beta_{it} = 0$ değerlerini almaktadır. ‘Artacak’, ‘değişmeyecek’ ve ‘azalacak’ şeklindeki üç kategorili anket verilerinden, serbestlik derecesi 2 olduğu için (üç oranın toplamı 1’e eşit) bu dört parametrenin sadece ikisini tahmin edebilmekteyiz. Öte yandan, firmalara ait bireysel subjektif olasılık dağılımlarının birbirlerinden bağımsız ve aynı biçime sahip oldukları ve bu biçimin de önceden bilindiği varsayılmaktadır.

Diğer bir varsayım farksızlık aralığı ile ilgilidir. x_{it} değişkenindeki (bizde, üretim) değişimin sıfır etrafında belli bir aralıkta, $-a_{it}$ ve b_{it} , diyelim (her iki katsayı da pozitiftir), değerler alması halinde anketi yanıtlayan firmalar sektörlerinde gelirden hangi yönde değişme olacağını kestiremeyecek ve ‘aynı’ (değişme yok) diye yanıt vereceklerdir. Dağılımın yer (location) parametresi (normal dağılım durumunda ortalaması) $\delta_{it} > b_{it}$ ise i firması, x_{it} değişkeninin artacağını, $\delta_{it} < b_{it}$ ise azalacağını ve eğer, $-a_{it} \leq \delta_{it} \leq b_{it}$ ise değişmeyeceğini bildirecektir. Bu farksızlık aralığının tüm firmalar ve dönemler bakımından simetrik ve sabit ($\pm c$ gibi) olduğu varsayılabilir gibi, Smith-McAleer (1995)’de ele alındığı gibi, zaman içinde değişken ve simetrisiz olduğu da varsayılabilir.

Firmaların bireysel olasılık fonksiyonlarının birbirlerinden bağımsız ve aynı biçime sahip oldukları ve bu biçimin de bilindiği varsayıldığı için, firmalara ait olasılık dağılımlarının δ_{it} katsayılarını, bireysel dağılımların toplulaştırılmasından elde edeceğimiz toplu (aggregate) olasılık fonksiyonu, $h(x_i, \Theta_i \mid \Omega_{i-1})$ ’den rastgele çekilmiş bağımsız örnekler olarak ele alabiliriz. Böylece, toplu olasılık fonksiyonuna ait yer (location) katsayısı δ_i ’nin tahminini, x_i değişkeninde meydana gelmesi beklenen değişme yerine kullanabileceğiz.

Genelleştirilmiş Merkezî Limit Teoremine (Generalized Central Limit Theorem) göre, bağımsız ve özdeş (identically) dağılmış tesadüfi değişkenlerin toplamının limit dağılımı kararlı (stable) bir dağılıma yönelecektir. Özel bir durum olarak, eğer, bireysel dağılımlar sonlu (finite) birinci ve ikinci momentlere sahiplerse, bu halde, değişkenlerin toplamının dağılımı normal dağılıma yönelecektir. Nitel anket verilerinin olasılık yöntemiyle sayısal hale getirilmesi, ilk kez, Carlson-Parkin (1975) tarafından normal dağılım varsayımı altında yapıldı. Daha genel durum olan çarpık (skewed) ve basık (kurtotic) kararlı (stable) dağılımlar varsayımı altında dönüştürme ise, Batchelor (1981), Balcombe (1996) ve

Mitchell (2002) gibi çalışmalarda ele alındı. Yeni Zelanda üretici fiyatları ile ilgili anket verilerini kullanan Balcombe (1996), üreticilerin fiyat bekleme davranışlarının normal olmayan çarpık ve basık dağılımlardan rastgele çekilen değişkenler olduğu yönünde kanıt bulamamaktadır. α ve β katsayılarına doğal sınırları içinde, 0.05 büyüklüğünde değişen aralıklarla çeşitli değerler vererek, İngiliz sanayi anket verileri⁵ üzerinde 1599 adet farklı kararlı (stable) dağılım (bunların 41 adedi normal dağılımdır : $\alpha=2$, $\beta=0$) deneyen Mitchell (2002) ise, normal dağılımın diğer kararlı (stable) dağılımlar kadar başarılı sonuçlar verdiği sonucuna ulaşmaktadır. Enflasyon beklentilerini ölçmeye yönelik Hollanda tüketici anket sonuçlarına merkezî (central) ve merkezî-olmayan (non-central) t dağılımları uygulayan Berk (1999) ise, beklenen enflasyon tahminleri üzerinde dağılımın sivriliğinin (peakedness) çok az, simetrisizliğinin (asymmetry) ise önemli ölçüde etkili olduğu sonucuna varıyor. Sonuç olarak, yapılan çalışmalarda anket verilerinin sayısallaştırılmasında normal dağılımın kullanılmasını geçersiz kılacak kanıtların bulunamadığı, dolayısıyla, bu dağılımı kullanmaya devam edebileceğimizi söyleyebiliriz.

4.1.1. Normal dağılım

Normal dağılım varsayımı altında, dönüştürmenin özü, bizim değişkenlerle ifade edersek, anketten elde edilen PES ve $1-OPT$ oranlarına denk gelen birikimli (kümülatif) normal dağılım absis (x eksen) değerlerinin bulunmasına dayanır. Örneğin, ele aldığımız ilk anket (Ocak 1992 ayı) sonuçları $OPT = \%20.1$, $PES = \%16.8$ ve $S = \%63.1$ (toplamları 1'e eşit)'dir. Birikimli normal dağılım tablosundan PES (% 16.8)'e ve $1-OPT$ (%79.9)'a denk gelen absis değerlerini, sırasıyla, -0.9621 ve 0.8380 olarak buluruz. Tüm dönemlere ait PES ve $1-OPT$ sıklıkları bu şekilde dönüştürüldükten sonra, elde edilen bu iki seriden aşağıdaki formüller kullanılarak öngörülen büyüme oranı GE serisi elde edilir. Bunun için şu yol izlenir:

Φ birikimli normal dağılım işlevini, f ve r sırasıyla, PES ve $1-OPT$ sıklıklarına denk gelen absis değerlerini gösterecek şekilde, e sembolü, öngörü (expectation) ifade etsin. Bu halde,

$$\Phi(f_{t+1}^e) = {}_tPES_{t+1}^e \quad (1a)$$

$$\Phi(r_{t+1}^e) = 1 - {}_tOPT_{t+1}^e \quad (1b)$$

yazabiliriz.

Öte yandan,

$${}_{t-1}d_t^e = ({}_{t-1}f_t^e + {}_{t-1}r_t^e) / ({}_{t-1}f_{t-1}^e - {}_{t-1}r_{t-1}^e) \quad (2)$$

tanımlayalım.

⁵ *Industrial Trends Survey*, the Confederation of British Industry.

Farksızlık aralığı sınırlarının, $-a$ ve b , simetrisiz fakat sabit olduklarını varsaymamız halinde, Carlson-Parkin modeli şu denklemlerle ifade edilmektedir:

$${}_tG_{t+1}^e = (a \cdot {}_t f_{t+1}^e + b \cdot {}_t r_{t+1}^e) / ({}_t f_{t+1}^e - {}_t r_{t+1}^e) \quad (3)$$

${}_tG_{t+1}^e$, $t+1$ dönemi büyüme hızı için t döneminde oluşturulan tahmini (bekleyişi) gösterir. Farksızlık eşiği değerlerinin simetrik ve sabit olduğunu ($-c = -a$, $c = b$) varsayarsak (3) no'lu denklem şu şekli alır :

$${}_tG_{t+1}^e = c \cdot {}_t d_{t+1}^e = c \cdot [{}_t f_{t+1}^e + {}_t r_{t+1}^e] / ({}_t f_{t+1}^e - {}_t r_{t+1}^e) \quad (3a)$$

Farksızlık eşiği değeri c aynı zamanda ölçek katsayısıdır. Tahminî büyüme oranı ${}_tG_{t+1}^e$ 'nin gerçekleşen büyüme oranının, G_t , sapmasız (unbiased) bir tahmin edicisi olduğu varsayımı altında bu eşiği (ölçek katsayısını) şu denklemden tahmin edebiliriz (^ işareti tahmini gösterebilir):

$$\hat{c} = \Sigma G_t / \Sigma {}_t d_t^e \quad (4)$$

Toplam ele alınan tüm dönemi kapsayacak şekilde 1'den n 'ye kadardır. c katsayısını, (3a) no'lu eşitlikte, G_t 'yi bağımlı değişken olarak alıp regresyon denklemi tahmin ederek de bulabiliriz. Tabii, bu iki ayrı yolla bulunan \hat{c} tahminleri farklı olacaktır.

Nitel anket verilerinin nicelleştirilmesinde normal dağılım dışında yeknesak (uniform) ve lojistik dağılımlar da sık sık kullanılır. Ancak, elde edilen sonuçlar normal dağılımla ulaşılan sonuçlara çok yakın çıkmaktadır.

4.2. Regresyon yöntemi

Pesaran (1984, 1985 ve 1987) tarafından geliştirilen bu yöntem, Anderson (1952)'de önerilen, anketi yanıtlayanların geleceğe yönelik beklentilerinin sayısallaştırılmasında aynı ankette yer alan 'geçmişin algılanışı' ile ilgili sorulara verilen yanıtlardan yararlanma esasına dayanır. Gerçekleşmelerle geçmişin algılanışı arasındaki ilişki gelecek öngörülerinin nicel hale getirilmesinde kriter (yardstick) olarak kullanılır. Diğer yandan, bu yöntemde yeknesak (uniform) dağılım yönteminde olduğu gibi sadece artış ve azalış (bizde *OPT* ve *PES*) bildiren yanıtlar dikkate alınır, 'değişme yok' (*S*) yanıtları dikkate alınmaz. Farksızlık aralığı sınırlarının (α ve β diyelim) simetrik olmadığı varsayılır. Diğer yandan, eğer ankette geçmişin (gerçekleşmelerin) firmalarca nasıl algılandığı üzerine bilgi yoksa, ki genellikle yoktur, tahmin konusu değişkenin (bizde *G*) gerçekleşmiş değerleri bağımlı değişken, artış ve azalış bildiren firma oranları (bizdeki *OPT* ve *PES*) bağımsız değişken

olarak alınarak regresyon denklemi tahmin edilir. Pesaran yakalaşımında bu regresyon bizim değişkenlerimizle şu şekilde doğrusal-olmayan bir regresyon hâlini almaktadır :

$$(1 - \lambda OPT_t)G_t = \alpha OPT_t - \beta PES_t + v_t \quad (5)$$

Denklemin her iki tarafını $(1 - \lambda OPT_t)$ ile bölersek:

$$G_t = (\alpha OPT_t - \beta PES_t) / (1 - \lambda OPT_t) + u_t \quad (6)$$

olur, burada,

$$u_t = v_t / (1 - \lambda OPT_t) \quad (7)$$

eşittir. Pesaran'ın (1987, Ch.8) gösterdiği gibi, istatistiksel hata terimleri v_t ve u_t sıfır ortalamaya sahip, ancak içsel bağıntı (autocorrelation) ve değişen-varyans (heteroscedasticity) içeren serilerdir. Pesaran, (6) no'lu regresyondan elde edilen λ katsayısının ve hata terimi, u_t , serisinin tahminlerini (7) de kullanarak v_t hata serisini hesapladıktan sonra, bu serinin bir AR süreci izleyip izlemediğini tetkik etmektedir. Örneğin, v_t , eğer,

$$v_t = \rho_1 v_{t-1} + \rho_2 v_{t-2} \quad (8)$$

şeklinde bir AR(2) süreci izliyorsa, (6)'dan elde edilen α' , β' λ' ve (8)'den elde edilen ρ'_1 , ρ'_2 katsayı ve parametre tahminleri ($'$ işareti, tahmin edilmiş değerleri ifade ediyor) kullanılarak (9)'daki büyüme tahmin (bekleyiş) serisi (bunu $GE_{reg,t}$ ile gösterelim) türetilmektedir:

$$GE_{reg,t} = \alpha' OPT_t - \beta' PES_t + \rho'_1 v_{t-1} + \rho'_2 v_{t-2} / (1 - \lambda' OPT_t) + u_t \quad (9)$$

Smith-McAleer (1995), Pesaran'ın (6)'da görülen doğrusal-olmayan regresyon modelini iki yönde geliştirdi: Birincisi, AR süreci yerine hareketli ortalama (MA) sürecinin de denenebileceğini, hatta anket verilerindeki dönemler-arası kaymaların (overlapping) MA kullanımı için teorik bir gerekçe dahi sağladığını vurguladı. İkincisi ise, α ve β katsayılarının zaman içinde değişken olarak alınabilecekleri ve bu katsayıların x_t değişkeninin (bizde, G_t) geçmiş gerçekleşen değerlerinin ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilebileceklerini gösterdi. Bu durumda (6) no'lu denklem şu şekli almaktadır :

$$G_t = \frac{\alpha OPT_t - \beta PES_t + OPT_t \sum_{j=1}^m \gamma_{1j} G_{t-j} + PES_t \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} G_{t-j}}{(1 - \gamma_{10} OPT_t - \gamma_{20} PES_t)} \quad (10)$$

5. Modeller ve tahmin sonuçları

5.1. Modeller

Bu bölümde, TCMB'nın aylık genel gidişat yönelim anketi sonuçlarını, aşağıdaki modelleri uygulayarak nicel büyüme oranı tahminlerine (bekleyişlerine) dönüştüreceğiz :

- Model 1:* Simetrik ve sabit farksızlık eşiği sınır değerlerine sahip Carlson-Parkin modeli: (3a) no'lu denklem.
- Model 2:* Sabit fakat simetrik-olmayan farksızlık eşiği sınır değerlerine sahip Carlson-Parkin modeli: (3) no'lu denklem.
- Model 3:* Büyüme ve küçülme dönemleri için iki ayrı ölçek katsayısının kullanıldığı Carlson-Parkin modeli: (3a) no'lu denklem $G_t \geq 0$ ve $G_t < 0$ dönemleri için ayrı ayrı tahmin edilecektir.
- Model 4:* Pesaran'ın doğrusal-olmayan regresyon modeli: (6) no'lu denklem.
- Model 5:* MA süreci ile düzeltilmiş Pesaran modeli: (6) no'lu denkleme MA terimleri eklenecektir.
- Model 6:* Smith-McAleer'in 'dinamik Pesaran modeli': (10) no'lu denklem.

Her bir modelden elde edeceğimiz büyüme oranı tahmin (bekleyiş) serisini model numarasına referansla GE_1, GE_2, \dots şeklinde göstereceğiz. Öte yandan, ikinci bölümde gördüğümüz üzere, gerçekleşen büyüme oranı G_t ile anket kategorileri $OPT_t / S_t / PES_t$ arasındaki ilişki 2 dönem gecikme ile en yüksek düzeyine ulaştığı için, 2 dönem gecikme (lag) kullanarak bu değişkenleri ilişkilendireceğiz.

Model 1

(4) no'lu denklemden, - ve + işaretli değerlerin birbirlerini götürmeleri yüzünden simetrik ve sabit farksızlık aralığı sınırları, $\pm c$, için anlamlı bir değer elde edemiyoruz. Bunun yerine, c 'yi, (3a) no'lu denklemde gerçekleşen büyüme oranı G_t serisini bağımlı değişken olarak kullanıp (beklenen büyüme oranı ${}_tG_{t+1}^e$ yerine) regresyon tahmini yaparak 0.1209 değerine eşit bulduk. Farksızlık aralığının bu denli geniş çıkması, TCMB anket verilerinde 'değişme beklemiyorum' (S) kategorisinin dönem ortalaması olarak %60 gibi anormal düzeyde yüksek çıkmasından ileri gelmektedir⁶. Ele aldığımız 123 aylık dönemin aylık büyüme oranlarına (yıllık bazda) baktığımızda, ± 0.1209 aralığına denk gelen ay sayısının 90

⁶ Bunun böyle olduğunu görmek için, S kategorisinden yüzde 20 puan düşüp bunu 10'ar puan halinde OPT ve PES kategorilerine eşit şekilde ekledik. Elde edilen bu yeni serilerle $\hat{c} = \pm 0.0420$ olarak bulduk.

(toplam ay sayısının %73'ü) olduğunu görüyoruz. *S* kategorisinin ortalama olarak %60 olması, ± 0.09 civarında bir farksızlık aralığının varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla, regresyon yoluyla bulduğumuz ± 0.1209 aralığı aşırı-geniş bir tahmin olmaktadır.

Öte yandan, *c*'nin zaman içinde değişip değişmediğine bakmak için ele aldığımız dönemi ikiye bölerek her bir dönem için ayrı bir tahmin yaptık. *c* katsayısını, dönemin ilk yarısı için 0.1235, ikinci yarısı için ise 0.1185 düzeyinde bulduk. Dolayısıyla, *c* katsayısının sabit alınması çok yanlış olmamaktadır.

Model 2

Balcombe (1996: 56)'da belirtildiği üzere, anket verilerinin simetrik ve simetrik-olmayan farksızlık aralığı varsayımlarından hangisini desteklediği, $G_t = \alpha + \beta d_t$ regresyonunda sabit terim α 'nın istatistiksel olarak anlamlı çıkıp çıkmadığına bakılarak sınanabilir. Eğer $\alpha \neq 0$ ise simetrik-olmayan eşik değerleri söz konusudur. Bu teste göre, TCMB anket verileri simetrik-olmayan eşik değerleri varsayımını desteklemektedir.⁷

(3) no'lu denklemdaki simetrik-olmayan sabit ($-\alpha, \beta$) farksızlık aralığını yine regresyon yöntemiyle (-0.1463, 0.1028) olarak tahmin ettik. Gerçekleşen büyüme oranı, ele alınan 123 ayın 93'ünde (%75) oldukça geniş olan bu aralığın içinde yer almaktadır. Aralık bu modelde de olduğundan daha geniş tahmin edilmektedir.

Model 3

Model 1 ve 2'den elde edilen büyüme oranı tahmin serilerini, GE_1 ve GE_2 , yakından incelediğimizde tahmin serilerinin büyüme ve küçülme dönemlerinde çok farklı değişim gösterdiklerini, varyanslarının küçülme dönemlerinde çok daha büyük olduğunu gördük. Bu seriler, önemli ölçüde sola çarpık dağılımlara sahiptirler. Buradan hareketle küçülme ve büyüme dönemleri için iki ayrı ölçek katsayısı hesaplama yoluna gittik. Ancak, bu kez, ölçek katsayısı *c*'yi regresyon yöntemi ile değil, (4) no'lu denklemlerle, fakat pay ve paydadaki değerlerin mutlak büyüklüğünü alarak şu şekilde hesapladık :

$$\hat{c} = (\sum |G_t|) / (\sum |_{t-1} d_t^e|) \quad (11)$$

(11)'den, ölçek katsayısı \hat{c} 'yi büyüme dönemleri için 0.3230, küçülme dönemleri için ise 0.1640 olarak hesapladık. Bu hesap edilmiş biçimi ile *c*'yi, artık, farksızlık aralığı sınır değeri olarak değil daha çok

⁷ Söz konusu regresyonu şöyle tahmin ediyoruz : $G_t = 0.0177 + 0.1192 d_{t,2}$, $r^2 = 0.35$

$$(2.41) \quad (8.08) : t$$

bir ölçek katsayısı olarak yorumlamalıyız. (11) no'lu formül, gerçekleşen ve tahmin edilen büyüme oranları serilerinin ortalamalarını birbirine yaklaştırmaktadır.⁸

Model 4

(6) no'lu doğrusal-olmayan regresyonla ifade edilen Pesaran modelini, gerçekleşen büyüme hızı serisi ve TCMB genel gidişat anket verileri ile iki dönem gecikme kullanarak şöyle tahmin ediyoruz:

$$G_t = (0.4719 OPT_{t-2} - 0.3363 PES_{t-2}) / (1 + 1.9855 OPT_{t-2}) + u_t \quad (6a)$$

(2.73) (-3.95) (0.83) : t

$$n = 123 (1991:11-2002:03), R^2 = 0.3598, DW = 1.07$$

(6a)'da, λ 'nın işareti beklenildiği gibi negatif çıkmamaktadır, ayrıca, istatistiksel olarak da sıfırdan farklı değildir. Dolayısıyla $\lambda = 0$ alabiliriz. Bu durumda, (6) no'lu doğrusal-olmayan regresyon denklemi şu doğrusal regresyona dönüşmektedir:

$$G_t = \alpha OPT_{t-2} + \beta PES_{t-2} + u_t \quad (12)$$

Bu regresyonu 1991:11- 2002:03 dönemi için şöyle tahmin ediyoruz:

$$G_t = 0.3213 OPT_{t-2} - 0.2685 PES_{t-2} + u_t \quad (12a)$$

(8.08) (-6.91) : t

$$n = 123, R^2 = 0.3484, DW = 1.05,$$

$$JB \text{ normallik testi statistiği} = 0.37 \text{ (p-değeri} = 0.82)$$

$$LM \text{ otokorelasyon testi F istatistiği (3 dönem gecikme)} = 13.0$$

$$\text{(p-değeri} = 0.00),$$

$$\text{White değişken varyans (çapraz terimli) testi F statistiği} = 2.91$$

$$\text{(p-değeri} = 0.0163)$$

$$\text{Regresyon standart hatası} = 0.0713.$$

(12a)'da u_t hata serisini incelediğimizde bu serinin içsel bağıntı içerdiğini ve bu içsel bağıntının AR(2) süreci izlediğini görüyoruz. Bu AR (2) denklemini şöyle tahmin ediyoruz:

$$u_t = 0.3771 u_{t-1} + 0.1957 u_{t-2}, R^2 = 0.2462 \quad (13)$$

(4.13) (2.13) : t

Son aşama olarak, (12a) no'lu regresyonda u_t yerine (13)'teki eşitliği koyarak, orada elde ettiğimiz büyüme oranı ham tahmin serisini hata terimlerindeki içsel bağıntıya göre düzeltiyoruz:

$$GE_4 = 0.3213 OPT_{t-2} - 0.2686 PES_{t-2} + 0.3771 u_{t-1} + 0.1957 u_{t-2} \quad (14)$$

⁸

Burada vurgulanması gereken nokta, seçilen ölçegin, gerçekleşen ve tahmin edilen büyüme oranları serileri arasındaki korelasyonu etkilememesidir. Ölçek katsayısının büyüklüğü serinin oynaklığını (volatility), yani varyansını ve buna bağlı olarak da dönem ortalaması tahminini etkilemektedir. Korelasyonu ve dönüm noktalarını aynı bırakmaktadır.

Pesaran'ın bu yöntemi, hata terimi v_t 'nin, dolayısıyla da u_t 'nin ($\lambda = 0$ ise, iki hata terimi birbirine eşittir) nasıl bir otoregressiv yapı izlediğine bağlı olarak, son bir iki dönemde yapılan tahmin hatalarının belli ağırlıklarla regresyona sokulması ve böylece (6) no'lu orijinal doğrusal-olmayan regresyondan (eğer $\lambda = 0$ ise, (12) no'lu doğrusal regresyondan) türetilen ham tahminin iyileştirilmesine dayanıyor. Dolayısıyla, bu yöntem bir çeşit adaptif bekleyişler modeli olarak görülebilir.

Model 5

Smith-McAleer (1995)'in önerisi doğrultusunda, Pesaran modelinde hata teriminin AR prosesinden yararlanmak yerine, modele MA terimleri ekleyerek de tahmini iyileştirmeyi deneyebiliriz. (12) no'lu regresyona ikinci sıradan MA terimleri eklediğimizde şu regresyonu elde ediyoruz :

$$G_t = 0.2487 OPT_{t-2} - 0.1874 PES_{t-2} + 0.2781 MA(1) + 0.4328 MA(2), \quad (15)$$

(4.59) (-3.60) (3.42) (4.89) : t

$$n = 123, R^2 = 0.5106, DW = 1.75,$$

$$JB \text{ normallik testi statistiği} : 1.31 \text{ (p-değeri : 0.52)}$$

$$LM \text{ otokorelasyon testi F statistiği (3 dönem gecikme)} = 4.03$$

$$\text{(p-değeri = 0.009),}$$

$$\text{White değişken varyans (çapraz terimli) testi F statistiği} = 0.98$$

$$\text{(p-değeri = 0.43)}$$

$$\text{Regresyon standart hatası} = 0.0713$$

Model 6

Smith-McAleer (1995) tarafından önerilen yukarıdaki (10) no'lu doğrusal -olmayan dinamik regresyon modelinin tahminini katsayıların tek (unique) çıkmaması - kovaryans matrisinin tekil olması- dolayısıyla elde edemiyoruz. (6) no'lu Pesaran denkleminde $\lambda = 0$ çıktığı için, burada da, γ_{10} ve γ_{20} katsayılarını sıfır kabul edip (10)'u doğrusal bir regresyon olarak şöyle tahmin ettik :

$$G_t = 0.1688 OPT_{t-2} - 0.1350 PES_{t-2} + 1.5699 OPT_{t-2} \cdot G_{t-1} + 1.0245 PES_{t-2} \cdot G_{t-2} \quad (16)$$

(4.06) (-3.07) (4.80) (2.81) : t

$$n = 123, R^2 = 0.5219, DW = 1.85,$$

$$JB \text{ normallik testi statistiği} = 6.28 \text{ (p-değeri: 0.0432),}$$

$$LM \text{ otokorelasyon testi F statistiği (3 dönem gecikme)} = 0.51$$

$$\text{(p-değeri = 0.6719),}$$

$$\text{White değişken varyans (çapraz terimli) testi F statistiği} = 0.59$$

$$\text{(p-değeri = 0.86)}$$

$$\text{Regresyon standart hatası} = 0.0705$$

5. 2. Tahmin sonuçları: Özet bilgiler

Yukarıdaki, üçü standart normal dağılıma dayanan Carlson-Parkin olasılık modelinin, diğer üçü ise Pesaran'ın regresyon modelinin değişik çeşitlemeleri olan toplam altı değişik modelden elde ettiğimiz tahmin serileri ile ilgili özet bilgileri Tablo 5'de veriyoruz. Bu tablodan görülebileceği üzere, ortalama mutlak yüzde hata (mean absolute percent error) dışındaki tüm diğer tahmin başarı ölçüleri regresyon yönteminin üstünlüğünü kanıtlar nitelikte çıkmaktadır.⁹ Ancak, dönem ortalaması büyüme oranlarının tahmini bakımından Model 3, yani büyüme ve küçülme dönemleri için ayrı ölçek katsayıları tahmin ettiğimiz model daha başarılıdır. Gerçekleşen ve tahmin edilen büyüme oranları serileri arasındaki korelasyon katsayıları regresyon yöntemine dayanan modellerde daha yüksek çıkmaktadır. Öte yandan, büyüme dönemlerine ait tahminler küçülme dönemlerine kıyasla çok daha düşük korelasyonlar veriyor. Olasılık yöntemi modellerinde 0.16 gibi istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmayan korelasyonlar elde edildi. Buradan, ankete katılan işadamlarının büyüme dönemlerinde daha az sağlıklı bekleyişler oluşturduğu sonucuna ulaşıyoruz.

Bölüm 3'de çapraz bağlı (joint) olasılıklar tablosu incelemesi yaparken, χ^2 testi sonucunda, gerçekleşen büyüme oranı değişkeni ile büyüme beklentileri değişkeninin birbirinden bağımsız dağıldıkları şeklindeki H_0 hipotezini reddedememiştik. Burada ise, Pesaran-Timmermann performans sınamasıyla, gerçekleşen ve beklenen değişmelerin işaretlerinin birbirinden bağımsız dağıldıkları şeklindeki H_0 varsayımını kolayca reddedebiliyoruz. Dönüm noktalarını tahmin başarılarından da bunu açıkça görebiliyoruz.

Gerek Tablo 5'deki dönem ortalaması büyüme oranlarından görülebileceği gibi¹⁰, tahminlerde genel bir düşük tahmin (underestimation) sorunu vardır. Büyüme dönemlerinde tahminler gerçekleşen büyümenin altında kalmakta, krizlerde ise krizin boyutu daha hafif algılanmaktadır. Bunun başlıca nedenleri, S kategorisinin aşırı şişkinliği ve PES serisinin normal dağılımdan çok uzak bir dağılım izlemesidir. Normal dağılmış G değişkenini normal dağılım izlemeyen başka bir değişkenle (PES) tahmin etmek açıktır ki, büyük tahmin hatası içerecektir. Olasılık yöntemi ile türettiğimiz GE_1 ve GE_2 tahmin serilerinin histogramları, anket kategori değişkeni PES serisine ait histogramın tam simetriği gibidirler. PES 'in dağılımındaki çarpıklık ters işaretle bu tahmin serilerine yansımış, fazla kurtosis ise varlığını tahminlerde aynen

⁹ Benzer modelleri İngiliz anket verilerine (The CBI Industrial trends Index) uygulayan Driver-Urga (2002) en başarılı model olarak AR(1) hata terimi eklenmiş doğrusal kısıtlı Anderson modelini buluyor. Bu model, bizim değişkenlerimizle şu regresyona denk gelmektedir : $G_t = \alpha(OPT_{t-2} - PES_{t-2}) + \rho_1 u_{t-1} + \omega_t$. Avustralya verileri ile çalışan Smith-McAleer (1995) ise, dinamik Pesaran modelinin (bizde Model 6) daha üstün geldiği yönünde sonuçlara ulaşmaktadır.

¹⁰ Türetilen tahmini büyüme hızı serileri (rakamsal ve grafik olarak) ve bunların dağılım özellikleri yazardan temin edilebilir.

korumuştur. Olasılık yönteminde olduğu gibi *OPT* ve *PES* değerlerinin tam bire-bir dönüştürülmesinin söz konusu olmadığı regresyon yönteminde (Model 4,5 ve 6) ise, *PES*'in dağılımındaki normal dışı özellikler yumuşatılarak tahminlere yansıtılmıştır. Bu modellerin daha az tahmin hatası vermesi bundan ileri gelmektedir. Büyüme ve küçülme dönemleri için iki ayrı ölçek katsayısı kullandığımız Model 3'ün türettiği tahmin serisinde de çarpıklık ve fazla basıklık bu yolla önemli ölçüde azaltılabilmektedir.

Kriz dönemlerinin tahmini

Tablo 6'da, modellerin kriz dönemleri için öngördükleri ortalama küçülme oranlarını ve küçülmenin cereyan ettiği dönem (ay) sayılarını görüyoruz. Krizlerin süreleri bakımından, 1994 krizinde regresyon yöntemleri daha başarılı sonuç vermiş, diğer iki krizde ise hem olasılık hem regresyon yöntemleri (1998 krizi için GE_2 hariç) gerçekleşen durumu oldukça yakından kestirebilmiştir. Ortalama küçülme oranları bakımından en başarılı model, büyüme ve küçülme dönemleri için iki ayrı ölçek katsayısının kullanıldığı Model 3 olmuştur. Onu regresyon modelleri, Model 6 ve Model 4 izlemektedir. Ancak, anket verilerinin, hangi dönüştürme yöntemini kullanırsak kullanalım, krizin derinliğini düşük tahmin etme ve krizleri olduğundan daha hafif algılama eğilimi gösterdiği açıktır.

Tablo 5
Gerçekleşen ve Değişik Modellerle Öngörülen
Büyüme Oranları Serileri: Özet Bilgiler

	G_t	GE_1	GE_2	GE_3	GE_4	GE_5	GE_6
Ortalama büyüme oranı:							
-Tüm dönemler ¹	0.0206	0.0029	0.0248	0.0268	0.0186	0.0184	0.0187
-Büyüme dön. : $G_t \geq 0$	0.0842	0.0285	0.0512	0.0763	0.0585	0.0524	0.0579
-Küçülme dön. : $G_t < 0$	-0.0787	-0.0371	-0.0165	-0.0504	-0.0435	-0.0347	-0.0423
Standart sapma:							
-Tüm dönemler	0.1007	0.0605	0.0623	0.1064	0.0750	0.0642	0.0732
-Büyüme dön. : $G_t \geq 0$	0.0664	0.0287	0.0296	0.0768	0.0442	0.0384	0.0453
-Küçülme dön. : $G_t < 0$	0.0533	0.0742	0.0764	0.1006	0.0710	0.0604	0.0665
G_t ile korelasyon ² :							
-Tüm dönemler	1.0	0.5922	0.5922	0.6163	0.7148	0.7196	0.7227
-Büyüme dön. : $G_t \geq 0$	1.0	0.1616	0.1616	0.1616	0.3066	0.3757	0.2959
-Küçülme dön. : $G_t < 0$	1.0	0.5576	0.5576	0.5576	0.5921	0.5354	0.6372
Tahmin başarı ölçüleri ³ :							
- Theil eşitsizliği katsayısı		0.5085	0.4784	0.4284	0.3913	0.4153	0.3901
- rmse		0.0827	0.0810	0.0907	0.0702	0.0701	0.0693
- mae		0.0651	0.0640	0.0707	0.0556	0.0543	0.0546
- mape (%)		112.9	137.3	181.1	150.6	130.1	148.6
Pesaran-Timmermann tahmin performans testi ⁴		5.36	6.27	5.36	7.52	7.52	7.95
Dönüm noktaları tahmin başarı oranı ⁵		94/123	97/123	94/123	05/123	105/123	107/123

Dağılım							
- çarpıklık	0.07	-1.62	-1.61	-0.54	-0.52	-0.55	-0.52
- kurtosis	2.61	6.10	6.07	4.10	3.09	3.19	3.90
- JB statistiği (p-değeri)	0.86 (0.65)	104.2 (0.00)	101.6 (0.00)	12.4 (0.001)	5.66 (0.058)	6.52 (0.038)	9.78 (0.007)

¹ Ele alınan 123 ayın (1992:01 - 2002:03) 75'inde $G_t \geq 0$, geri kalan 48'inde $G_t < 0$ olmaktadır.

² %5 güvenilirlik düzeyinde korelasyon katsayıları için kritik değer büyüme dönemleri için 0.23, küçülme dönemleri için 0.29 ve tüm dönemler için 0.18'dir.

³ *rmse* : ortalama hata kareler kökü (root mean squared error); *mae* : ortalama mutlak hata (mean absolute error); *mape* : ortalama mutlak yüzde hata (mean absolute percent error).

⁴ Pesaran-Timmermann (1991)'in yaklaşık olarak standart normal dağılmış parametrik-olmayan test istatistiği. Gerçekleşen ve tahmin edilen (beklenen) değişmelerin işaretlerinin birbirinden bağımsız olduğu şeklindeki H_0 varsayımı sınanmaktadır. Kritik değer %95 güven düzeyi için 1.96'dır.

⁵ $G_t \times GE_i > 0$ ($i = 1, \dots, 6$) koşulunun sağlandığı dönem (ay) sayısının toplam dönem sayısına oranı.

Tablo 6

Kriz Dönemleri: Gerçekleşen ve Öngörülen Ortalama Küçülme Oranları

Aylık küçülme oranları basit ortalaması (%)	K r i z d ö n e m l e r i		
	1994:02-1995:03	1998:07-1999:11	2001:02-2002:02
Gerçekleşen : G_t	-9.61 (14)*	-5.61 (15)	-9.87 (13)
Tahminler : GE_1	-4.51 (7)	-2.43 (12)	-6.50 (11)
GE_2	-2.47 (6)	-0.32 (9)	-4.52 (11)
GE_3	-6.12 (7)	-3.01 (12)	-8.82 (11)
GE_4	-5.89 (11)	-3.90 (14)	-7.22 (11)
GE_5	-4.45 (11)	-2.77 (13)	-5.80 (11)
GE_6	-6.29 (12)	-3.29 (12)	-7.31 (12)

* Negatif büyüme oranına sahip dönem (ay) sayısı

2001 krizi ile ilgili olarak, olasılık yöntemi ile tahminler büyümenin Ocak 2002 de, regresyon yöntemiyle tahminler ise Şubat 2002 de pozitif geçeceğini öngörüyor. Büyüme Mart ayında başladığına göre, bir yöntemde bir, diğerinde iki aylık bir zamanlama hatası söz konusu oluyor. %20.47 olarak gerçekleşen Mart 2002 imalat sanayi büyüme oranını en yakın kestiren model %17.71 ile Model 3 olmaktadır. Bu açıdan, olasılık yöntemine dayanan ilk üç model regresyon yöntemine dayanan diğer üç modelden daha başarılıdır. Nisan ve Mayıs 2002 büyüme tahminleri ise, modeller itibarıyla %5 ile %17 arasında değişiyor. Ancak, Mart ayı büyüme oranını yakından tahmin edebilen Model 3, Nisan ve Mayıs ayları için sırasıyla, %13 ve %17 büyüme oranları öngörüyor.

6. Bu büyüme tahminleri rasyonel bekleyişler hipotezini destekliyor mu ?

Yönelim anketlerinden türetilen bekleyişlerin rasyonel bekleyişler varsayımının öngördüğü temel özellikleri taşıyıp taşımadıklarını görmek

için sapmasızlık (unbiasedness), etkinlik ve dikeylik (orthogonality) testlerine başvurulur (bk. Sheffrin, 1996 ve Pesaran, 1997: ch.8). Sapmasızlık, anketten türetilen öngörünün (bekleyişin) söz konusu değişkenin (bizde bu büyüme oranıdır) sapmasız bir tahmin edicisi olması gerektiğini vurgular. Bunu şu regresyonla sınavabiliriz:

$$\Delta G_{t+1} = \alpha + \beta \Delta GE_{t+1} \quad (17)$$

Eğer GE_t tahmini (bekleyişi) G_t 'nin sapmasız bir tahmin edicisi ise, bu halde, $\alpha = 0$ ve $\beta = 1$ olacaktır. (17) no'lu regresyonu elde ettiğimiz tüm $GE_{i,t}$ ($i = 1,2,...,6$) tahmin serilerini kullanarak ayrı ayrı tahmin ettiğimizde, α 'nın her seferinde sıfır çıktığını, buna karşılık β 'nin, -0.26 ile 0.55 arasında değerler aldığını görüyoruz. Dolayısıyla, söz konusu anketin yansıttığı bekleyişlerin sapmasızlık özelliği göstermediği sonucuna ulaşıyoruz.

Dikeylik özelliği, gelecek dönem için yapılan tahminin içereceği hatanın ($G_{t+1}-GE_{t+1}$), başka bir deyişle tahmin hatasının (forecast error), t anında elde mevcut, geçmiş gerçekleştirmelerin oluşturduğu bilgi kümesinin kullanılması yoluyla daha fazla azaltılamayacağını ifade eder. Başka bir ifadeyle, tahmin hatasının eldeki bilgi kümesi ile öngörülemediğini söyler. Yani, anketi yanıtlayan firma yöneticileri ellerindeki tüm bilgiyi en iyi şekilde kullanarak en iyi tahminlerini yapmışlardır ve bu tahminin daha fazla iyileştirilmesi yeni bilgi olmadıkça mümkün değildir. Bunun böyle olup olmadığını şu regresyonu tahmin ederek görebiliriz :

$$(G_{t+1}-GE_{t+1}) = \psi_0 + \psi_1 \Omega_t + \varepsilon_{t+1} \quad (18)$$

(Ω_t , t anındaki mevcut bilgi kümesidir)

Eğer bu regresyonun tahmininden $\psi_0 = \psi_1 = 0$ bulunuyorsa, tahminlerimiz (bekleyişlerimiz) dikeylik özelliği gösteriyor olacaklardır. Biz, (18) no'lu regresyonu, geçmiş dönemlerde gerçekleşmiş büyüme oranlarını bilgi kümesi olarak alıp tahmin ettik. AIC ve SC kriterlerine uyarak 6 dönem gecikme kullandık. Ancak, altı ayrı tahmin serisi için tahmin ettiğimiz tüm regresyonlarda katsayıların tümünün birden sıfıra eşit olduğu varsayımını her durumda reddetmek zorunda kaldık. Tüm tahmin serileri "geçmişe ait - gecikmeli- gerçekleşen büyüme oranları kullanılarak daha da iyileştirilebilir" nitelikte çıktı. Başka bir deyişle, tahminlerin etkin olmadığı sonucuna ulaştık. Bekleyişler oluşturulurken eldeki bilgi kümesinden yeterince yararlanılmamaktadır.

Adaptif bekleyişler

Genel gidişat anketi sonuçlarının rasyonel bekleyişler varsayımını desteklememesi akla diğer bekleyiş oluşturma modellerinin, özellikle de adaptif modellerin sınanmasını getirmektedir. Aşağıda birinci sıra bir adaptif model ve Frenkel modeli olmak üzere iki adaptif bekleyişler

modelini sıradık. Gerek olasılık gerekse regresyon yöntemiyle elde ettiğimiz tüm büyüme tahmini serileri her iki modelde de adaptif bekleyişler hipotezini destekler nitelikte sonuçlar verdi. Bu regresyonlardan sadece birini örnek olarak verelim. Örneğin, G_t ve $GE_{2,t}$ serilerini birinci sıra bir adaptif bekleyişler modelinin indirgenmiş biçiminde (bk. Pesaran, 1987: 257-67) kullandığımızda şu regresyonu elde ediyoruz:

$$\Delta GE_{2,t} = 0.0041 - 0.1428 G_{t-1} + 0.1793 (G_{t-1} - GE_{2,t-1}), \quad R^2 = 0.0777, n = 123$$

$$(1.29) \quad (-2.96) \quad (3.01) : t \quad F = 5.01 (p = 0.008)$$

Regresyonlardan görüldüğü üzere, hem bir dönem gecikmeli gerçekleşen büyüme hızı G hem de bir dönem önceki tahmin hatası değişkeni bekleyişlerin oluşumu üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere sahiptirler. Yani, gelecekle ilgili bekleyişler oluşturulurken geçmişten ders çıkarılabilmektedir. Ancak, adaptasyon katsayısı, regresyon yöntemiyle bulduğumuz büyüme tahminlerinin kullanılması halinde 0.55-0.65 düzeyinde çıkarken, olasılık yönteminden elde edilen serilerde bunun üçte biri düzeyinde tahmin edilmektedir.

Frenkel modeli tahminleri de benzer sonuçlar vermektedir:

$$\Delta GE_{2,t} = 0.0060 - 0.2213 G_{t-2} + 0.2599 \Delta GE_{2,t-1} + 0.2977 (G_{t-2} - GE_{2,t-2}) + 0.0354 \Delta G_{t-1},$$

$$(2.17) \quad (-5.17) \quad (3.16) \quad (5.30) \quad (0.93) : t$$

$$R^2 = 0.3422, n = 121, F = 15.0 (p = 0.00)$$

$$\Delta GE_{4,t} = 0.0042 - 0.2359 G_{t-2} - 0.1822 \Delta GE_{4,t-1} + 0.6441 (G_{t-2} - GE_{4,t-2}) + 0.4223 \Delta G_{t-1},$$

$$(1.62) \quad (-6.68) \quad (-2.31) \quad (9.20) \quad (11.19) : t$$

$$R^2 = 0.6280, n = 121, F = 48.9 (p = 0.00)$$

7. Sonuç

Bölüm 3'deki çapraz ortak (joint) olasılıklar tablosu incelemesinin ortaya çıkardığı gibi, TCMB'nın ele aldığımız bu genel gidişat yönelim anketi verilerinin iki temel olumsuz özelliği bulunmaktadır. Birincisi, yanıtların %60 gibi çok büyük kısmının 'aynı' (S) kategorisinde yığılmasıdır. Bu, \pm %9 gibi çok geniş bir farksızlık aralığının varlığı anlamına gelmektedir. Oysa, S kategorisinde yanıtların %10-15 gibi bir kısmı toplansaydı, farksızlık eşiği \pm %2-3 gibi makul bir düzeyde çıkacaktı. Anketi düzenleyen TCMB yetkililerine, ankete, 4'üncü bir kategori olarak 'bilmiyorum, fikrim yok' gibi bir alternatif yanıt daha eklemelerinin çok yararlı olacağını önerebiliriz. Böylece, 'aynı' kategorisinde kararsızların ya da görüşü olmayanların değil, gerçekten işlerin genel gidişatında bir değişme beklemeyen işadamlarının yanıtları yer almış olur.

İkinci sorun, verilerin, gerçekleşen büyüme oranlarının haklı göstermediği ölçüde bir karamsarlık taşımasıdır. Yani, iyimser (OPT)

görüş bildirenlerin oran olarak az olmasıdır. Bu ise, büyüme oranını büyüme dönemlerinde gerçekleşenden daha düşük, öngörme eğilimine yol açıyor¹¹. Elde ettiğimiz tahmin serilerinin arkada ekte yer alan grafiklerinden görülebileceği gibi, noksan tahmin sorunu özellikle olasılık yöntemine dayanan tahminlerde (model 1 ve 2) büyük boyuttadır. Bu sorunu, Model 3’de, büyüme ve küçülme dönemleri için iki ayrı ölçek katsayısı tahmin ederek aşmaya çalıştık. Düşük tahmin, *S* kategorisinin aşırı şişkinliğinden ve gerçekleşen büyüme oranı *G* serisinin normal dağılmış olmasına karşılık, tahmine esas teşkil eden iki değişkenden biri olan *PES* serisinin (diğeri *OPT*) dağılımının normalden çok uzak olmasından ileri gelmektedir.

Anket sonuçları dalgalanmaları ve dönüm noktalarını kestirmede başarılı sonuçlar vermektedir. Tüm dönemler ve küçülme dönemleri itibarıyla, tahmin serilerimizle gerçekleşen büyüme oranı serisi arasında % 55-72 arasında değişen yüksek korelasyon katsayıları bulmaktayız. Ancak, büyüme dönemleri için bu korelasyonlar çok daha düşüktür. Yani, anket verilerinin tahmin gücü büyüme dönemlerinde daha zayıftır. Diğer yandan, kullandığımız çeşitli tahmin başarı kriterleri, regresyon yönteminin olasılık yönteminden daha iyi sonuç verdiğini gösteriyor.

Sonuç olarak, TCMB’nın bu genel gidişat yönelim anketlerinin, ‘aynı’ kategorisindeki yanıtların azaltılmasına yönelik önlemler alınması halinde, ekonominin konjonktürel hareketlerini tahminde başarıyla kullanılabilmesini rahatlıkla söyleyebiliriz.

Türetilen tahmin serileri rasyonel bekleyişler varsayımının öngördüğü sapmasızlık ve dikeylik özelliğini göstermemektedir. Bu, tahminlerin etkin olmadığı, eldeki mevcut geçmiş gerçekleştirmelere ait bilgi kümesinden yeterince yararlanılamadığı anlamına gelmektedir. Buna karşılık, ulaştığımız tahmin serileri adaptif bekleyiş modellerini destekler niteliktedir. Yeni bekleyişler oluşturulurken geçmiş dönemde yapılan tahmin hatalarının dikkate alındığını, bir düzeltme ve öğrenme mekanizmasının işlediğini görüyoruz.

¹¹ Yönelim anketlerinde sıkça rastlanan, bu, sistematik olarak daha yüksek ya da tersine daha düşük tahminde bulunma olgusunun başlıca nedenlerinden birisi anketi yanıtlayıcıların bilinçli olarak böyle davranmaları olabilir. Kayıp değerlendirmeli rasyonel bekleyişler varsayımına (loss evaluated regional expectations hypothesis) göre, eğer, değişmeyi yüksek tahmin etmenin maliyeti düşük tahmin etmenin maliyetinden daha fazla ise düşük tahmin bildirmek firma yöneticileri için daha cazip olacaktır (bk. Smith-McAleer, 1995: 169). Firma yöneticileri hükümet politikalarını etkilemek için de böyle davranıyor olabilirler.

Kaynaklar

- ANDERSON, O. (1952), "The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich, and its Theoretical Model", *Review of the International Statistical Institute*, 20, 1-17.
- BALCOMBE, K. (1996), "The Carlson-Parkin Method Applied to NZ Price Expectations Using QSBO Survey Data", *Economics Letters*, 51, 51-57.
- BATCHELOR, R. (1981), "Aggregate Expectations Under the Stable Laws", *Journal of Econometrics*, 16, 199-210.
- BERK, J. M. (1999), "Measuring Inflation Expectations: A Survey Data Approach", *Applied Economics*, 31, 1467-80.
- CARLSON, J.A. ve PARKIN, M. (1975), "Inflation Expectations", *Economica*, 42, 123-138.
- DRIVER, C ve URGA, G. (2002), "Interpreting Business Survey Data: An Empirical Study Using the CGI Industrial Trend Surveys", yazarların özel web siteleri (<http://www.staff.city.ac.uk/~giourga>).
- MITCHELL, J. (2002), "The Use of Non-Normal Distributions in Quantifying Qualitative Survey Data on Expectations", *Economics Letters*, 76, 101-107.
- PESARAN, M. H. (1984), "Expectations Formations and Macroeconometric Modelling", P. Malgrange ve P.-A. Muet (drl.), *Contemporary Macroeconomic Modelling* içinde, N.Y.: Blackwell, 27-61.
- (1985), "Formation of Inflation Expectations in British Manufacturing Industries", *Economic Journal*, 95, 948-975.
- (1987), *The Limits of Rational Expectations*, N.Y.: Basil Blackwell
- PESARAN, M.H. ve TIMMERMANN, A. (1992), "A Simple Non-Parametric Test of Predictive Performance", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 461-65.
- SHEFFRIN, S. M. (1996), *Rational Expectations*, Second Edition, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- SMITH, J. ve MCALEER, M. (1995), "Alternative Procedures for Converting Qualitative Response Data to Quantitative Expectations: An Application to Australian Manufacturing", *Journal of Applied Econometrics*, 10, 165-185.
- THEIL, H. (1952), "On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test", *Review of the International Statistical Institute*, 20, 105-120.
- ZIMMERMANN, Klaus, F. (1997), "Analysis of Business Surveys", M. H. Pesaran ve P. Schmid (drl.), *Handbook of Applied Econometrics*, Cilt 2 içinde, Blackwell Publishers (2000 basımı).

Abstract

To what extent can we use tendency survey data
in forecasting the growth rate?

The qualitative data obtained from tendency surveys are one of the main data sources for evaluating and carrying out various tests on expectations. In this paper, first,

I examine the tendency survey data gathered and published regularly by the Central Bank of the Turkish Republic (CBTR) since December 1987 within a contingency table analysis framework, then, convert these data into quantitative growth rate expectations by applying the several versions of the probability and regression methods widely used in economic literature. The main deficiency of the survey results is the abnormally high ratio (60% of the total) of 'no change / the same' (*S*) category answers and this causes a systematic underestimation of the problem. To cope with this problem, I estimated two different scaling factors (coefficients), one for the periods with positive growth, the other for the contracting periods. The estimated growth rate series derived from the survey data of the CBTR are successful in anticipating the turning points and crisis periods of the Turkish manufacturing industry. On the other hand, these expected growth rate series exhibit none of the properties implied by the rational expectational hypothesis according to the results of the unbiasedness and orthogonality tests. They lend support, instead, to the adaptive expectations models.