

Türkiye'de Toplam Doğurganlık Düşüşünün Anatomisi: 2013–2024 Dönemi Üzerine Bir Ayrıştırma Analizi

Horiuchi-Wilmoth-Pletcher Sürekli Değişim Modeli ile TÜİK İdari Verisi Üzerine Bir Uygulama

Mehmet Emin Sezgin

Mart 2026

ÖZET

Bu çalışma, Türkiye'nin Toplam Doğurganlık Hızı (TDH) serisini Horiuchi, Wilmoth ve Pletcher'ın (2008) sürekli değişim modelini kullanarak TÜİK idari kayıtlarına dayanan bir veri setiyle analiz eden ilk çalışmadır. 2013–2024 dönemindeki toplam TDH kaybı (–0,626) iki ana kovaryat grubuna ayrıştırılmıştır: evlilik etkisi (–0,218; %34,8) ve parite geçiş etkisi (–0,408; %65,2). Parite etkisinin %56,6'sını oluşturan $1 \rightarrow 2^1$ geçiş oranı tek başına en belirleyici kaldıraç olarak öne çıkmaktadır. Evlilik etkisi ve yaş ağırlıkları 2008–2025 tam TÜİK serisiyle hesaplanmış; parite geçiş oranları TÜİK doğum sırası verisiyle türetilmiştir. Kalibrasyon sabiti $k=1,728$ olup model tutarlılığı %1,0 sapmayla doğrulanmıştır.

Bu çalışmanın temel sınırlılıkları kovaryat bağımsızlığı varsayımı ve yaş-parite çapraz etkisinin modele dahil edilmemesi, (her ne kadar yaş-parite etkileşimi, ayrı bir ayrıştırma analizi ile sayısallaştırılarak modelin bu boyuttaki sınırlılığı kısmen giderilmiş olsa da) aynı zamanda gelecek araştırmanın gündemini oluşturmaktadır. Aynı analizin TNSA 2025 mikro verisine erişim mümkün olduğunda TNSA verileri ile sınanması ve SGK idari kayıtları ile yürütülecek kapsamlı bir ayrıştırmanın altyapısı bu çalışma üzerine inşa edilebilir.

Karşı-olgusal analiz, parite davranışının 2013 düzeyinde kalsaydı TDH'nin 2024'te yaklaşık 1,84 düzeyinde seyredeceğini ortaya koymaktadır. Statüko projeksiyonu TDH'nin 2027'de "en düşük doğurganlık" eşiğini (1,30) aşacağını göstermektedir.

1. Giriş

Bu çalışma, Toplum Çalışmaları Enstitüsü'nde daha önce yayımlanan iki araştırma notunun — pariteye duyarlı politika tasarımı üzerine Aralık 2025 tarihli not ile demografik krizi bakım ve istihdam ekseninde ele alan Mart 2026 tarihli güvence çerçevesi çalışması— doğal bir devamı niteliğindedir. Söz konusu çalışmalarda kavramsal ve politika düzeyinde kurulan çerçeve, burada nicel bir ayrıştırma zeminine oturtulmaktadır. Türkiye'de demografik değişimin bileşenlerini sistematik olarak ölçen çalışmalar oldukça sınırlıdır; mevcut literatür büyük ölçüde betimsel analizler ve genel doğurganlık trendleriyle yetinmekte, kovaryat katkılarını ayırtan yöntemsel çalışmalar ise yalnızca birkaç akademik tezle temsil edilmektedir. Bu metodolojik boşluk, tek başına önemli olmakla birlikte, politika tasarımı açısından daha kritik bir eksikliği beraberinde getirmektedir: Hangi demografik bileşenin ne ölçüde belirleyici olduğu bilinmeden yapılan politika müdahaleleri, kaynakları yanlış önceliklere yönlendirme riskini taşımaktadır.

Türkiye'nin TDH'si 2014'teki 2,19 düzeyinden 2024'te 1,48'e gerilemiş, 2025 yılına ilişkin TÜİK tarafından resmi bir açıklama yapılmamasına karşılık tahminler 1,40'a yakın olacağını

¹ Çalışma boyunca $1 \rightarrow 2$, $2 \rightarrow 3$ ya da $3 \rightarrow 4$ geçiş ifadeleri yer almaktadır. $1 \rightarrow 2$ ifadesi birinci çocuktan ikinci çocuğa geçiş ifade eder. Diğer ifadeler de benzer şekilde ikiden üçe ya da üçten dörde geçiş ifade etmektedir.

göstermektedir. On bir yılda kayıp yaklaşık 0,79 puanla; dönemsel doğurganlık demografik literatürde "en düşük doğurganlık" (lowest-low fertility) tuzağı olarak tanımlanan 1,30 eşiğine hızla yaklaşmaktadır (Kohler, Billari ve Ortega, 2002).

Doğurganlık düşüşünü politika açısından anlamlı biçimde yorumlamak, yalnızca toplam değişimi değil bu değişimin bileşenleri olan; kaybın ne kadarının evlilik etkisinden, ne kadarının parite kararlarından olduğu ve bunların içinde hangi paritenin belirleyici olduğu hususlarını— ayrıştırmayı gerektirmektedir. Ayrıştırma olmadan politika tasarımı karanlıkta hedef arayan bir müdahaleye dönüşür. Nedensel kesinlikten yoksun olsa da hangi kovaryatın ne ölçüde katkı sunduğunu saptamak, müdahale önceliklerinin belirlenmesinde kritik bir bilgi üretir.

Evlilik etkisi, kısa bir terim olması amacıyla kullanılmakta olup, modelde 15–49 yaş grubundaki kadınların yaş gruplarına göre evli olma oranlarını (m_a) ifade etmektedir. Bu oranlar, her yaş grubunda doğurganlık davranışının fiilen gerçekleştiği kadın nüfusunun büyüklüğünü belirlemektedir. Zaman içinde kaba evlenme hızındaki düşüş ve boşanma hızındaki artış, bu yaşa özgü halen evli oranlarının sistematik biçimde gerilemesine yol açmış; böylece doğurganlık düzeyi üzerinde doğrudan etkili olan halen evli oranlarının katkısı azalmıştır.

Türkiye demografisi bu tür bir ayrıştırmanın nesnel olarak eksikliğini taşımaktadır. Torun Alaca (2022), 1993–2013 dönemi için TNSA verilerini Kitagawa-Das Gupta ailesi ve Zeman vd.'nin (2018) parite ilerleme oranı yöntemleriyle ayrıştıran kapsamlı bir doktora tezi sunmaktadır. Ancak bu çalışmanın kapsadığı dönem 2013'te sona ermektedir. Horiuchi, Wilmoth ve Pletcher'in (2008) sürekli değişim modeli (HWP) bilinen kadarıyla Türkiye TDH serisine daha önce uygulanmamıştır.

Bu çalışmanın üç temel katkısı vardır: (i) HWP yönteminin Türkiye TDH serisine TÜİK idari verisiyle uygulanması, (ii) 2013–2024 TDH kaybının evlilik ve parite kovaryatlarına ayrıştırılması, (iii) 2024–2030 kovaryat trend projeksiyonu ile politika müdahalesinin marjinal değerinin senaryo bazlı tahmini. Çalışmanın sınırlılıkları metodoloji bölümünde açıkça tartışılmakta olup; aynı analizin TNSA 2025 mikro verisi erişilebilir olduğunda TNSA verileri ile de tekrarlanarak sınanması ve SGK idari kayıtlarının eklenmesi mümkün olduğunda o verilerle farklı boyutlar eklenerek analizin geliştirilmesi önem arz etmektedir.

2. Literatür: Demografik Ayrıştırma Yöntemleri ve Türkiye'deki Boşluk

2.1. Ayrıştırma Yöntemleri

Demografik ayrıştırmanın kökeni Kitagawa'ya (1955) dayanır. Kitagawa, iki nüfus arasındaki oran farkını kompozisyon etkisi ve oran etkisi olarak ikiye bölerek standartlaştırmanın sistematik formunu kurmuştur. Das Gupta (1993) bu çerçeveyi çok değişkenli yapıya genişletmiş; ancak yöntem, iki değişkenin aynı anda değiştiği durumlarda giderilemeyen bir artık terim üretmeye devam etmiştir.

Bu sınırlılığa yanıt olarak Horiuchi, Wilmoth ve Pletcher (2008) sürekli değişim modeli geliştirmiştir. Yöntem, iki zaman noktası arasındaki değişimi ani bir sıçrama değil sürekli bir akış olarak modeller; her kovaryatın toplam değişime katkısını yol boyunca ekleyerek hesaplar. Üç temel özellik bu yaklaşımı önceki yöntemlerden ayırır: (i) artık sıfırdır —katkıların toplamı her zaman toplam değişime eşittir; (ii) kovaryat sıralamasından bağımsızdır; (iii) senaryolar

toplanabilir —1→2 geçişi ve evlilik etkilerinin karşı-olgusal kombinasyonu tutarlı sonuç üretir.

Zeman vd. (2018), HWP'yi parite ilerleme oranlarına uygulamış ve Avrupa, Kuzey Amerika ve Doğu Asya ülkelerinde kuşak doğurganlık kaybının büyük bölümünün yüksek pariteli doğumlardaki azalmadan kaynaklandığını göstermiştir. Torun Alaca (2022) ise farklı ama tamamlayıcı bir yöntem ailesiyle Türkiye'nin 1993–2013 dönemini analiz etmiştir.

2.2. Türkiye'deki Boşluk

Torun Alaca'nın (2022) tezi Türkiye demografik ayrıştırma literatürünün en önemli referanslarından birisidir. Çalışma, 1993–2003 döneminde TDH kaybının %71'inin 3→4 ve 4+ geçiş düşüşünden —büyük aile normunun çöküşünden— kaynaklandığını; 2003–2013 döneminde ise 1→2 geçiş payının %4,8'den %16,1'e yükseldiğini göstermektedir. Bu son bulgu, birinci→ikinci çocuk kararının ilerleyen dönemlerde belirleyici hale geleceğinin ilk sinyali olarak yorumlanabilir. Bu çalışma, tam olarak bu sinyalin gerçekleşip gerçekleşmediğini 2013–2024 penceresiyle sınamaktadır.

Türkiye demografisinde HWP'nin tümüyle TÜİK idari verisiyle kullanılmamış olması bu çalışmanın temel metodolojik katkısını oluşturmaktadır. TNSA 2025 ve SGK idari verileri mevcut olduğunda bu yöntemi tam kapasitesiyle uygulamak, hem metodolojik hem de politika analizi açısından kayda değer bir katkı sunacaktır.

3. Veri ve Yöntem

3.1. Veri Kaynakları

Çalışmada kullanılan veriler dört ana kaynaktan türetilmiştir:

- **TÜİK Doğum İstatistikleri Veri Tabanı (2024):** Ulusal TDH serisi (2001–2024) ve doğumların parite dağılımı (2012–2024).
- **TÜİK Medeni Duruma Göre Nüfus — 2008–2025 serisi:** 7 yaş grubunda (15–19'dan 45–49'a) evli, hiç evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadın sayıları. 18 yıl boyunca gerçek idari kayıt değerleridir. Bu veri hem evlilik etkisini hem de yaş ağırlıklarını doğrudan vermektedir.
- **TNSA 2018 Ham Verisi :** 13.367 doğum kaydı içeren bireysel doğum kayıt dosyası. Dönemsel PPR değerlerinin bağımsız doğrulanması (Bölüm 3.4) ve yaş × parite matrisi hesabı (Bölüm 4.8) için kullanılmıştır. Kaynak: Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü (2019).
- **Torun Alaca (2022) karşılaştırmalı zemini:** 1993–2013 dönemi PPR ayrıştırması; tarihsel köprü analizinin referans bulgularını sağlamaktadır.

3.2. HWP Yöntemi ve Model Kurgusu

Bu çalışmada bağımlı değişken, 15–49 yaş kadın nüfusuna göre hesaplanan dönemsel Toplam Doğurganlık Hızı'dır (TDH); 2013 başlangıç değeri 2,110, 2024 bitiş değeri 1,484 olup analiz bu iki nokta arasındaki –0,626 puanlık toplam değişimi açıklamayı hedeflemektedir. Parite, bir kadının yaşamı boyunca sahip olduğu canlı doğum sayısını ifade eder ve her parite düzeyinden bir sonrakine geçiş olasılığı dönemsel Parite İlerleme Oranı (PPR) ile ölçülmektedir. Kovaryatlar ise TDH fonksiyonuna girdi sağlayan ve değişimine katkıda bulunan bileşen değişkenlerdir: bu çalışmada iki ana kovaryat grubu tanımlanmıştır — evlilik etkisi (her yaş grubunda hâlen evli kadın oranını m_a ile ağırlıklandırılmış olarak yansıtır) ve parite geçiş etkisi (PPR_1 , PPR_2 , PPR_3 ve PPR_{4+} değerlerinin kümülatif çarpımı olarak TDH'ye aktarılan

davranışsal bileşeni temsil eder); HWP yöntemi bu iki kovaryatın toplam TDH kaybına ayrı ayrı katkılarını nedensellik varsayımı olmaksızın sayısal olarak ayrıştırmaktadır.

HWP yöntemi (Horiuchi, Wilmoth ve Pletcher, 2008), iki zaman noktası arasındaki demografik gösterge değişimini şu şekilde ifade eder:

$$\Delta Y = \int_0^1 \sum_i [\partial f(x(t)) / \partial x_i] \cdot \dot{x}_i(t) dt$$

Burada $f(\cdot)$ TDH'yi kovaryatların fonksiyonu olarak ifade eder; x_i yaş grubuna özgü evlilik oranı ve parite geçiş olasılıklarını temsil eder; integral $[0,1]$ aralığında $N=400$ alt aralıklı sayısal yaklaşımla hesaplanmıştır. R DemoDecomp paketinde varsayılan değer $N=20$ olup bu çalışmada Python ile $N=400$ kullanılmıştır; iki uygulama arasındaki fark dördüncü ondalık basamakta kalmaktadır. Bu çalışmada TDH fonksiyonu şu yapıda kurulmuştur:

$$\begin{aligned} \text{TDH} &= k \times M \times PC \\ M &= \sum_a w_a \times m_a \quad (\text{ağırlıklı evlilik etkisi}) \\ PC &= 1 \rightarrow 2 \text{ geçişi} + 1 \rightarrow 2 \text{ geçişi} 2 \rightarrow 3 \text{ geçişi} + 1 \rightarrow 2 \text{ geçişi} 2 \rightarrow 3 \text{ geçişi} 3 \rightarrow 4 \text{ geçişi} + 1 \rightarrow 2 \text{ geçişi} 2 \rightarrow 3 \\ &\quad \text{geçiş} 3 \rightarrow 4 \text{ geçiş} 4+ \text{geçiş} \quad (\text{kümülatif parite terimi}) \end{aligned}$$

Bu yapı yaş-parite çapraz etkisini büyük ölçüde dışarıda bırakmaktadır — bu sınırlılığın büyüklüğü TNSA 2018 ham verisiyle hesaplanan yaş $\times$ parite matrisiyle sayısallaştırılmış olup bulgular Bölüm 4.8'de sunulmaktadır.

Sayısal integrasyon sonuçları, $\text{TDH}_{2013}=2,110$ gözleminden türetilen kalibrasyon katsayısıyla çarpılmıştır ($k = 1,728$). Ham model toplamı ($-0,688$) gözlemlenen TDH değişimine ($-0,626$) orantısal ölçekleme ile normalize edilmiştir (ölçek faktörü = $0,910$). Bu normalleştirme HWP literatüründe kabul gören ölçekli ayrıştırma yaklaşımına dayanmaktadır; katkıların görece payları korunur, mutlak değerler gözlemle uyumlu hale getirilir. k tutarlılık testi: $k(2013)=1,728$, $k(2024)=1,745 \rightarrow \%1,0$ sapma. Bu tutarlılık, metodolojik olarak güçlüdür.

3.3. Evlilik etkisi: 2008–2025 Serisi ve Doğrusallık Testi

Evlilik etkisi (m_a) her yaş grubu ve yıl için şöyle hesaplanmıştır:

$$m_{a,t} = \text{Evli} / (\text{Evli} + \text{Hiç evlenmemiş} + \text{Boşanmış} + \text{Eşi vefat etmiş})$$

Tablo 1, 2008–2025 tam serisini sunmaktadır. 2013 nüfus ağırlıklarıyla hesaplanan M (ağırlıklı evlilik etkisi) 2013'teki $0,636$ 'dan 2024'te $0,563$ 'e gerilemiştir. 15-49 yaş kadın nüfusu 11 yılda yaklaşık 1 milyon artmasına rağmen, evli kadın sayısı yaklaşık 1 milyon azalmıştır. Yani nüfus büyümesi evlilik kaybını telafi etmekten uzaktır.

Tablo 1. Evlilik etkisi tam serisi (m_a), 2008–2025. M : 2013 nüfus ağırlıklarıyla ağırlıklı ortalama.

Yıl	15–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	M
2008	0,080	0,457	0,740	0,832	0,853	0,852	0,842	0,652
2009	0,075	0,446	0,740	0,832	0,853	0,852	0,844	0,650
2010	0,071	0,431	0,736	0,832	0,850	0,849	0,843	0,645
2011	0,069	0,417	0,732	0,832	0,849	0,848	0,842	0,642
2012	0,066	0,403	0,729	0,832	0,848	0,848	0,840	0,639
2013 ★	0,063	0,391	0,727	0,832	0,847	0,847	0,837	0,636
2014	0,058	0,377	0,720	0,833	0,846	0,846	0,835	0,631
2015	0,054	0,367	0,714	0,834	0,847	0,844	0,832	0,628

Yıl	15–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	M
2016	0,050	0,355	0,705	0,834	0,849	0,842	0,831	0,624
2017	0,045	0,339	0,696	0,834	0,848	0,841	0,831	0,619
2018	0,041	0,317	0,683	0,831	0,848	0,839	0,830	0,613
2019	0,036	0,295	0,668	0,825	0,846	0,837	0,828	0,604
2020	0,031	0,271	0,647	0,818	0,845	0,836	0,823	0,595
2021	0,028	0,256	0,626	0,803	0,835	0,830	0,817	0,584
2022	0,025	0,244	0,612	0,795	0,833	0,828	0,814	0,577
2023	0,022	0,231	0,597	0,789	0,831	0,826	0,812	0,571
2024 ★	0,020	0,216	0,582	0,779	0,825	0,824	0,809	0,563
2025	0,018	0,198	0,564	0,769	0,818	0,820	0,808	0,554

Kaynak: TÜİK Medeni Durum Nüfus İstatistikleri. ★ Analiz başlangıç ve bitiş noktaları.

3.4. Parite Geçiş Oranları

HWP modelinde kovaryat olarak kullanılan PPR değerleri TÜİK doğum sırası istatistiklerinden türetilmiş dönemsel PPR değerleridir. Her yıl için sıraya özgü TDH değerleri şu şekilde hesaplanmaktadır:

$TDH_1 = TDH \times (1. \text{ sıra payı}/100)$, $TDH_2 = TDH \times (2. \text{ sıra payı}/100)$ ve devamı.

Parite geçiş oranları bu değerlerden elde edilmektedir: $PPR_1 = TDH_2/TDH_1$, $PPR_2 = TDH_3/TDH_2$, $PPR_3 = TDH_4/TDH_3$.

TNSA 2018 kuşak verileri ile yapılan karşılaştırmada, bu metodolojik tercihin bağımsız olarak sınındığı ve tutarlı sonuçlar ürettiği görülmüştür.

Kuşak temelli PPR serisi, dönemsel veriden türetilen PPR göstergelerinin işaret ettiği davranışsal dönüşümü doğrulamaktadır. 1969–1993 doğum kuşakları incelendiğinde, 1→2 geçiş oranının 0,89’dan (1969–73 kuşağı) 0,64’e (1989–93 kuşağı) gerilediği, 2→3 ve 3→4 geçişlerinin ise daha erken dönemlerde düşüşe geçtiği görülmektedir. Bu örüntü, doğurganlık davranışındaki kırılmanın parite yapısı içinde kademeli olarak aşağı indiğini ve günümüzde 1→2 geçişin belirleyici eşik haline geldiğini göstermektedir. Bu nedenle çalışmada kullanılan dönemsel PPR yaklaşımı, yalnızca teknik bir gösterge değil, Türkiye’deki demografik dönüşümün yönünü doğru yakalayan bir ölçüm çerçevesi sunmaktadır.

Analizde kullanılan parite geçiş olasılıkları ve evlilik oranları aşağıda sunulmaktadır:

Tablo 2. HWP Modeline Giriş Olarak Kullanılan Kovaryat Değerleri (2013 ve 2024).

Kovaryat	2013 Değeri	2024 Değeri	Değişim (Δ)	Veri kaynağı
m_a — 20–24 yaş evlilik oranı	0,391	0,216	–0,175	TÜİK idari kayıt
m_a — 25–29 yaş evlilik oranı	0,727	0,582	–0,145	TÜİK idari kayıt
m_a — 15–19 yaş evlilik oranı	0,063	0,020	–0,043	TÜİK idari kayıt
1→2 geçiş oranı ★	0,906	0,725	–0,181	TÜİK Dönemsel
2→3 geçiş oranı	0,532	0,528	–0,004	TÜİK Dönemsel
3→4 geçiş oranı	0,753	0,716	–0,037	TÜİK Dönemsel
4+ geçiş oranı	0,470	0,390	–0,080	TNSA tahmini

Kaynak: TÜİK Doğum İstatistikleri; TNSA. ★ En büyük parite değişimi. 4+ geçişi kaynağı TNSA tahminidir.

4. Bulgular: 2013–2024 TDH Kaybının Kovaryat Ayrıştırması

4.1. Bütüncül Tablo

2013'ten 2024'e toplam TDH kaybı $-0,626$ puandır ($2,110 \rightarrow 1,484$). HWP yöntemiyle bu kaybın kovaryat bileşenleri Tablo 3'te sunulmaktadır.

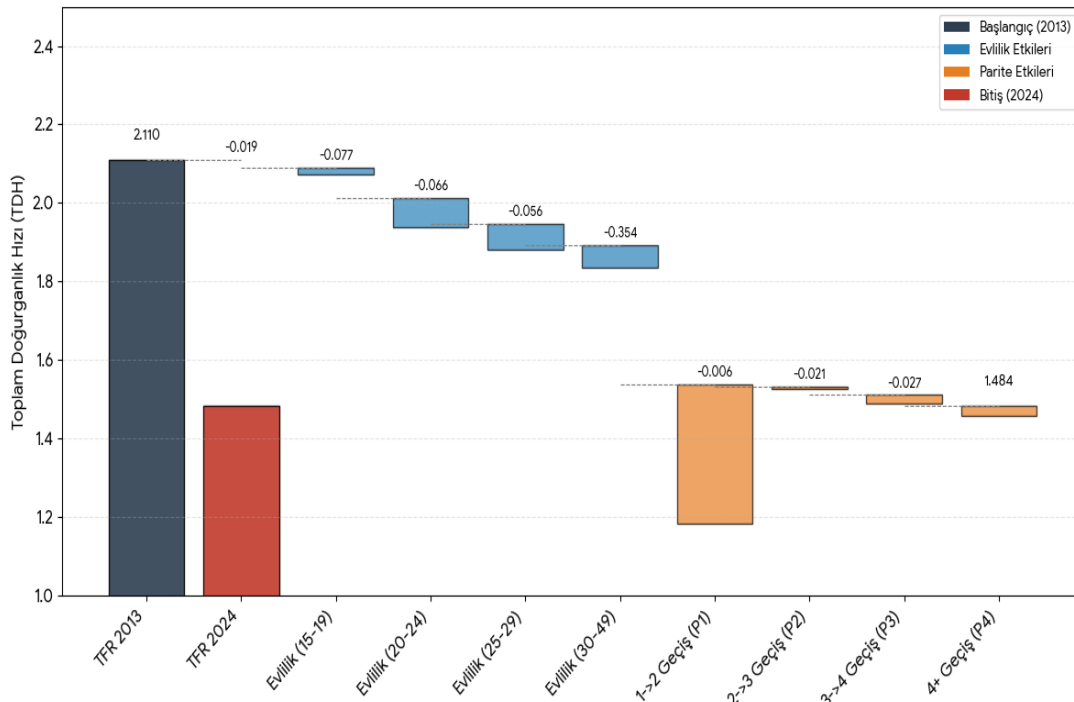
Tablo 3. HWP Kovaryat Ayrıştırması: 2013–2024 TDH Kaybının Bileşenleri.

Kovaryat	TDH Katkısı	Pay (%)	Açıklama
Evlilik etkisi (toplam)	$-0,218$	%34,8	7 yaş grubunun normalize toplamı
15–19 yaş	$-0,019$	%3,0	Genç evlilik çöküşü
20–24 yaş	$-0,077$	%12,3	Kritik doğurganlık penceresi
25–29 yaş	$-0,066$	%10,5	
30–49 yaş (toplam)	$-0,056$	%9,0	
Parite geçiş etkisi (toplam)	$-0,408$	%65,2	Davranışsal değişim bileşeni
1→2 geçiş oranı ★	$-0,354$	%56,6	Tek başına en büyük kovaryat katkısı
2→3 geçiş oranı	$-0,006$	%1,0	Dönem ortalaması stabil
3→4 geçiş oranı	$-0,021$	%3,4	
4+ geçiş oranı	$-0,027$	%4,2	TNSA tahmini
Artık (residual)	0,000	~ 0	Sayısal entegrasyon artığı
TOPLAM TDH KAYBI	$-0,626$	%100,0	TDH: $2,110 \rightarrow 1,484$

Kaynak: Yazar hesaplaması; TÜİK. Katkılar $-0,626$ 'ya normalize edilmiştir (ölçek=0,910).

Toplam kaybın %65,2'si parite geçiş davranışındaki değişimden kaynaklanmaktadır. Bu bileşenin kendi içinde en belirleyici alt kalem, 1→2 çocuk geçişindeki azalmadır (1→2 geçişi; %56,6). Evlilik etkisinin katkısı (%34,8) anlamlı olmakla birlikte, parite etkisinin belirgin biçimde altında kalmaktadır.

Türkiye TDH Ayrıştırması Şelale (Waterfall) Analizi: 2013–2024



1→2 geiş katkısının doęru yorumu: Modelimizde 1→2 geiři, birinci ocuktan ikinciye geiři ifade etmektedir. TÜİK verisi evlilerin büyük çoęunluęunun birinci ocuęu yapmaya devam ettięini göstermektedir. Dolayısıyla "1→2 geiş baskın" bulgusu "insanlar birinci ocuktan vazgeiyor" anlamına gelmez. Doęru okuma: birinci ocuęu olan ailelerin ikincisinden vazgeme eęilimi 2013–2024 döneminin baskın demografik dinamiięidir.

4.2. Torun Alaca (2022) ile Tarihsel Köprü

Bulgular, Torun Alaca'nın (2022) 1993–2013 ayrıştırmasıyla birlikte okunduęunda tarihsel bir süreklilik ve kırılım örüntüsü ortaya ıkarmaktadır. Torun Alaca, 1993–2003 döneminde TDH kaybının %71'inin 3→4 ve 4+ geiş düşüşünden —büyük aile normunun öküşünden— kaynaklandığını; 2003–2013 döneminde ise 1→2 geiş katkısının %4,8'den %16,1'e yükseldiğini belgelemektedir. Bu alışmanın %56,6 bulgusu, o öngörünün gerekleřiğini nicel olarak doęrulamaktadır: 1→2 geiş oranı artık baskın kaldıra konumundadır.

Tablo 4. 1→2 Geiş Katkısının Tarihsel Evrimi: Torun Alaca (2022) ve Bu alışma.

Dönem	Baskın parite etkisi	1→2 geişinin payı	Kaynak
1993–2003	3→4 ve 4+ geişleri (%71,0)	%4,8 (ihmal edilebilir)	Torun Alaca (2022)
2003–2013	3→4 ve 4+ geişleri (%68,2), 1→2 geiři artışa geiyor	%16,1 (belirginleřiıyor, öngörü)	Torun Alaca (2022)
2013–2024 ★	1→2 geiş baskın	%56,6 (kritik kaldıra)	Bu alışma — HWP

Kaynak: Yazar hesaplaması. Not: Yöntem farklılıkları (Das Gupta ailesi vs. HWP) karşılaştırmayı yaklaşık hale getirir; yönlü trend yorumu tutarlıdır.

4.3. Doğum Sırasına Özgü TDH ve 2022 Kırılması

TDH'nin doğum sırasına göre bileřenleri HWP ayrıştırmasını bağımsız olarak teyit etmektedir. En büyük mutlak kayıp TDH₂'de (2. ocuk) gerekleşmiştir; bu bulgu 1→2 geiş baskınlığıyla doğrudan örtüşmektedir.

Tablo 5. Doğum Sırasına Özgü TDH Serisi ve PPR Trendi, 2013–2024.

Yıl	TDH ₁ (1.)	TDH ₂ (2.)	TDH ₃ (3.)	TDH ₄₊ (4+)	PPR ₁	PPR ₂
2013	0,761	0,690	0,367	0,276	0,906	0,532
2018	0,719	0,641	0,366	0,254	0,892	0,570
2020	0,653	0,561	0,317	0,222	0,859	0,565
2021	0,611	0,549	0,310	0,223	0,898	0,564
2022	0,622	0,500	0,285	0,207	0,803 ↓	0,570
2023	0,613	0,459	0,249	0,180	0,749	0,543 ↓
2024	0,621	0,450	0,238	0,170	0,725	0,528 ↓
Δ 2013→2024	–0,140 (%22)	–0,239 (%39) ★	–0,129 (%21)	–0,106 (%17)		

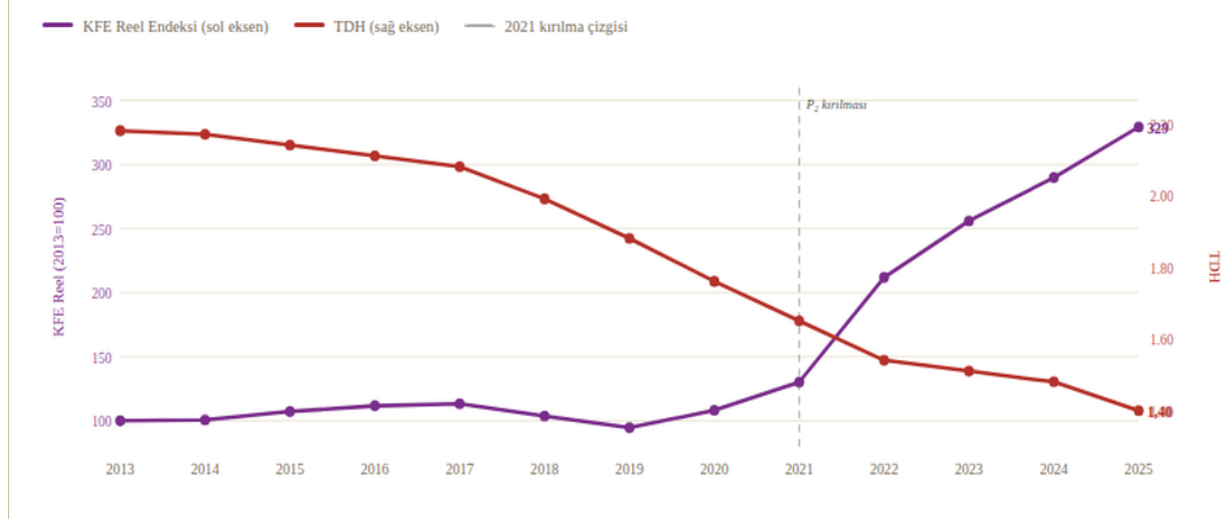
Kaynak: Yazar hesaplaması. ★ En büyük mutlak kayıp TDH₂'dedir. 2022'de PPR₁ tek yılda –0,095 düşmüştür.

2022'de PPR₁ tek yılda –0,095 düşmüş; bu kırılma %80 enflasyonun ve barınma maliyetinin zirveye ulaştığı dönemle örtüşmektedir. 2023'ten itibaren PPR₂ de bağımsız olarak düşmeye başlamıştır; bu, ikinci→üüncü ocuk kararının da artık ayrı bir baskı altında olduęuna işaret

etmektedir. Parite makasının ($TDH_1 - TDH_2$) 2021'deki +0,062'den 2022'de +0,123'e sıçraması bu yapısal kırılmanın en net sayısal göstergesidir.

4.4. Konut Fiyat Endeksi ve TDH: Zamansal Örtüşme Analizi

Bu bölüm, HWP ayrıştırmasının ölçtüğü 1→2 geçiş kırılmasının ekonomik arka planını belgelemektedir. TCMB Konut Fiyat Endeksi (KFE) doğrudan bir HWP kovaryatı değildir; ancak 1→2 geçiş düşüşüyle sergilediği zamansal örtüşme, bütçe kanalının işleyişine dair güçlü bağlamsal kanıt sunmaktadır.



Metodolojik uyarı: Sunulan ilişki korelasyonel nitelikte olup nedensellik iddiası taşımamaktadır. Güçlü nedensel testler için ev sahibi/kiracı ayırımına ve koşullu regresyona ihtiyaç duyulmaktadır. Her ne kadar veri üzerinden bir nedensellik kurulmasa da, literatürde Dettling ve Kearney (2011), gayrimenkul fiyatlarındaki değişikliklerin, işsizlik oranlarındaki değişikliklere göre mevcut dönem doğum oranları üzerinde daha büyük bir etki yarattığını tespit etmiştir.

Temel bulgular:

2013–2024 döneminde KFE reel endeksi dramatik biçimde yükselmiştir. 2022'de tek yılda %62,8 reel artış yaşanmış; PPR₁'in -0,095 düştüğü bu yıl aynı zamanda parite makasının +0,062'den +0,123'e sıçradığı yıldır. 2022 sonrasında hem KFE hem parite baskısı devam etmektedir. Yıllık log değişim korelasyonu $r = -0,40$ ($n=12$) olup yön beklentiyle uyumludur; gözlem sayısının azlığı istatistiksel gücü sınırlamaktadır.

4.5. Hanehalkı Bütçe Kısıtı ve 1→2 Geçiş Engeli: TÜİK HBA 2024

TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması 2024, 1→2 geçiş kırılmasına zemin hazırlayan bütçe mekanizmasını mikro düzeyde belgeleyen doğrudan kanıt sunmaktadır. En düşük %20'lik gelir grubunda konut ve kira harcamalarının tüketim harcamaları içindeki payı %33,2'ye, konut+gıda toplamı ise %63,6'ya ulaşmıştır.

Bu oranın demografik yorumu belirgindir: Bütçesinin üçte birinden fazlasını barınmaya, %63,6'sını ise yalnızca iki temel ihtiyaca ayıran bir hanenin ikinci çocuğun tetikleyeceği "ek oda" ve "bakım" maliyetini karşılayabilme kapasitesi kalmamaktadır. Gelir ölçeğinin üst ucunda (%20) konut+gıda toplamı %34,9'a inmekte; bu 28,7 puanlık fark, 1→2 geçişinin gelir

düzeyle neden bu denli güçlü ilişkilendirildiğini doğrudan açıklamaktadır. HWP ayrıştırmanın ölçtüğü 1→2 geçiş bileşeni (-0,354 puan, %56,6 katkı), bu bütçe kısıtının demografik çıktısını temsil etmektedir.

Bu bütçe baskısı yalnızca barınma ve gıda harcamaları üzerinden işlememektedir. Kim, Tertilt ve Yum'un (2024) Güney Kore için geliştirdiği statü dışsallığı modeli, özel eğitim harcamalarının doğurganlık üzerindeki etkisinin doğrudan maliyet kanalından bağımsız olarak da işlediğini ortaya koymaktadır: Aileler komşularının eğitim harcamalarını gözlemleyerek kendi harcama düzeylerini yukarı revize etmekte, bu süreç ikinci çocuğun maliyetini katlanarak artırmaktadır. Türkiye'de örgün eğitimde özel okullaşma oranının 2002'deki %2,1'den 2024'te %9,1'e yükselmesi ve dersane/kurs harcamalarının aile bütçelerindeki payının artması, bu mekanizmanın Türkiye'de de devrede olduğuna işaret etmektedir. Dolayısıyla 1→2 geçişinin önündeki bütçe engeli, yalnızca barınma ve gıda fiyatlarının değil, eğitim harcamalarındaki statü güdümlü artışın da bir çıktısı olarak değerlendirilmelidir.

4.6. Barınma Baskısının Aktarım Kanalı

Bu bölüm, konut baskısının doğurganlığa aktarım zincirini üç halkada nicelleştiren keşifsel bir analiz sunmaktadır: Konut fiyatları yükselir → hanehalkının bütçesinde barınma ve gıda payı artar → ikinci çocuk kararı ertelenir ya da vazgeçilir → TDH düşer. Bu zincirin her halkası için bağımsız veri mevcuttur; üçü birlikte tutarlı bir tablo çizmektedir.

Bir düşünce deneyi bu tablonun büyüklüğünü somutlaştırabilir: En düşük gelir grubunun konut+gıda harcama payı 2019 düzeyinde kalsaydı, 2024'te TDH'nin gözlemlenen 1,484 yerine yaklaşık 1,60 düzeyinde gerçekleşmesi beklenirdi. Bu farkın tamamı barınmaya atfedilemez, başka faktörler de devrededir. Fakat büyüklük, barınma baskısının demografik maliyetinin küçümsenmemesi gerektiğine işaret etmektedir.

İlerideki senaryo analizindeki S4 kırılma senaryosuyla da bağlantı kurmak mümkündür: 2022–2024'te görülen bütçe baskısının hızı devam ederse, bu tek başına TDH'yi 2030'da 1,08 düzeyine çekmeye yetebilir. Tersinden bakıldığında, barınma maliyetini hedef alan kira desteği, sosyal konut, konut yardımı gibi politikalar doğrudan bir demografik politika aracı işlevi görebilir.

Aktarım kanalının teknik hesaplaması (OLS regresyonu, β katsayısı ve güven aralıkları) Ek B'de sunulmaktadır.

4.7. TÜİK Yaşa Özel Doğurganlık Hızı Doğrudan Ayrıştırması: Yaş Grubu Kanalı

TÜİK'in yaşa özel doğurganlık hızı (ASFR) serisi doğrudan HWP'ye kovaryat olarak sokulmuştur. Bu yaklaşımın farkı şudur: TÜİK ASFR modeli evlilik ve parite mekanizmalarını ayırtmaz yalnızca "nerede" sorusunu yanıtlar ve kaybın hangi yaş grubunda yoğunlaştığını gösterir. Kovaryat modeli ise "neden" sorusunu yanıtlar. İki model çelişmez; hiyerarşik biçimde tamamlayıcıdır.

Temel bulgular:

Kaybın %90,7'si 15–29 yaş grubunda gerçekleşmektedir. Yalnızca 20–24 grubu toplam TDH kaybının %45,1'ini oluşturmaktadır. Bu oran hem evlilik erteleme (m_a düşüşü) hem de parite davranış değişimini (1→2 geçişi) yansıtmaktadır.

Tablo 6. TÜİK Yaşa Özel Doğurganlık Hızı Doğrudan HWP Ayırıştırması: Yaş Grubuna Göre TDH Kaybı (2013→2024) 45–49 yaş grubunun katkısı (%0,1)

Yaş grubu	ASFR 2013 (%)	ASFR 2024 (%)	Δ ASFR	Katkı	Pay	Yorum
15-19	34,1	10,7	-23,4	-0,1116	%17,8	Erken evlilik çöküşü
20-24 ★	117,4	58,2	-59,2	-0,2822	%45,1	En büyük tek kovaryat
25-29	134,3	97,8	-36,5	-0,1740	%27,8	Doğurganlık zirvesi kayması
30-34	82,6	76,4	-6,2	-0,0296	%4,7	Görece kararlı
35-39	28,1	23,0	-5,1	-0,0243	%3,9	Küçük katkı
40-44	9,3	8,5	-0,8	-0,0038	%0,6	

Kaynak: TÜİK Yaşa Özel Doğurganlık Hızları; yazar hesaplaması.

4.8. Yaş × Parite Matrisi: TNSA 2018 Kanıtı

HWP modelinde PPR₁ tek bir dönemsel değer olarak modellenmektedir. Oysa TNSA 2018 ham verisi (13.367 doğum kaydı) kullanılarak hesaplanan yaş × parite matrisi, 1→2 geçiş kararının yaşa göre güçlü biçimde farklılaştığını göstermektedir. Matris, doğum anındaki anne yaşı esas alınarak hesaplanmıştır.

Tablo 7. Yaş × Parite Matrisi: Doğum Anındaki Anne Yaşına Göre PPR Değerleri (TNSA 2018) n=5.018 anne.

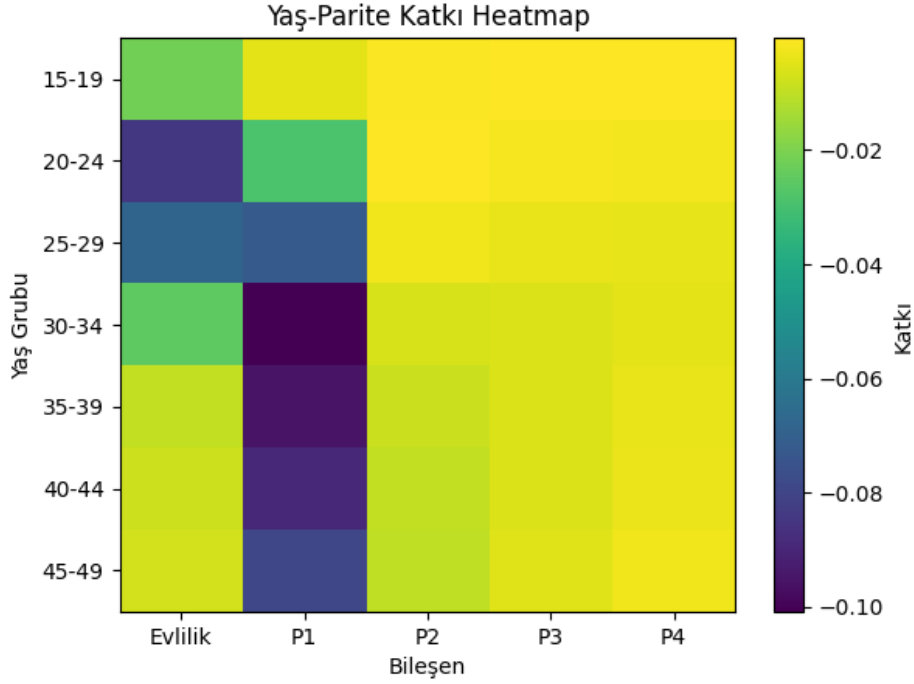
Yaş grubu	PPR ₁	n ₁	PPR ₂	n ₂	PPR ₃	n ₃
15–19	0,913	1.539	0,867	428	0,849	73
20–24	0,816	2.194	0,652	1.731	0,712	658
25–29 ★	0,665	951	0,435	1.210	0,452	783
30–34	0,462	276	0,197	539	0,176	520
35–39	0,219	58	0,160	138	0,081	166
Toplam	0,784	5018	0,519	4046	0,434	1.200

Kaynak: Yazar hesaplaması.

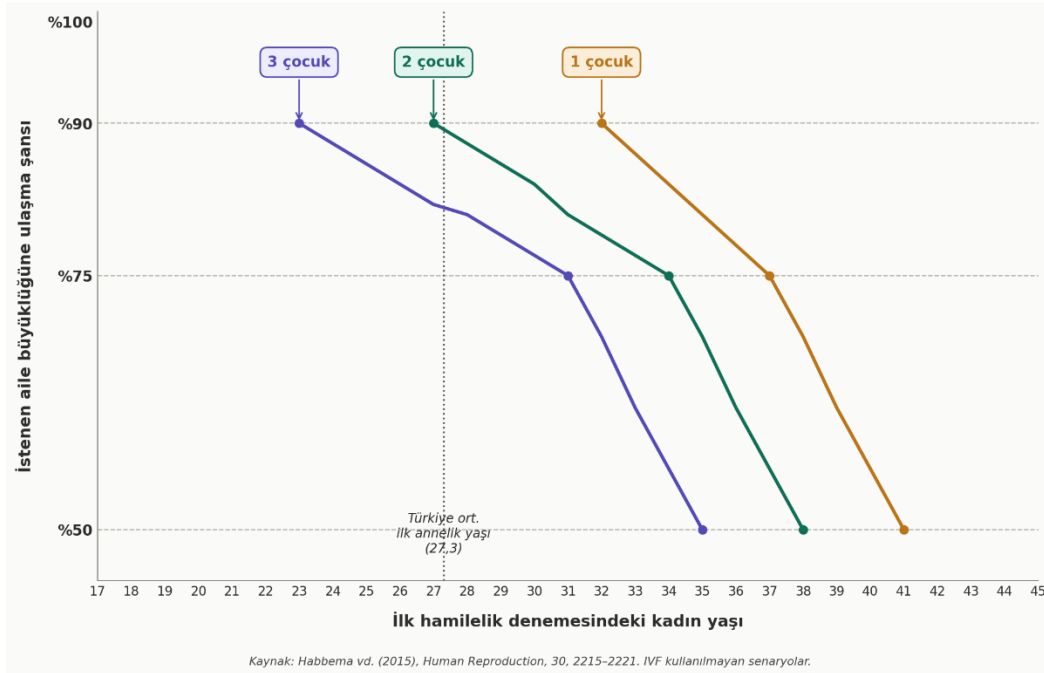
Birinci çocuğa 15–19 yaşında sahip olan kadınların %91,3'ünün ikinci çocuğa da sahip olduğu, 25–29 yaşında ilk çocuğa sahip olanların %66,5'inin, 35–39 yaşında ilk çocuğa sahip olanların ise yalnızca %21,9'unun ikinci çocuğa sahip olduğu görülmektedir. En büyük grup 20–24 yaşında birinci çocuğunu yapan kadınlardır (toplam annenin %43,7'si). Bu grubun PPR₁ değeri 0,816 olup her beş kadından birinin ikinci çocuğa geçmediği görülmektedir. Evlilik yaşı yükseldikçe trend 25–29 yaş grubuna kayacak ve bu grubun PPR₁ kutusu (0,665) kalıcı hâle gelecektir.

Bu matris, evlilik ertelemesinin 1→2 geçiş kararı üzerindeki etkisinin HWP modelinde tam olarak ayrıştırılmadığını sayısal olarak göstermektedir. Evliliğini erteleyen kadın, birinci çocuğu daha ileri yaşta yapmakta ve otomatik olarak PPR₁'i daha düşük olan yaş grubuna düşmektedir. Bu nedenle modelimizdeki evlilik etkisi ile parite etkisi kısmen aynı mekanizmanın iki farklı kanalda görünümüdür. Kovaryat bağımsızlığı varsayımının zayıflığı bu bulguyla somutlaşmaktadır.

Yaş ve Pariteye Göre TDH Değişimine Katkılar



Yaş-parite etkileşimli ayrıştırma analizinden elde edilen ısı haritası, evlilik örüntüsündeki daralmanın genç yaş gruplarında yoğunlaştığını, buna karşılık doğurganlık kaybının ana bileşeni olan 1→2 geçişteki düşüşün orta yaş gruplarında belirginleştiğini göstermektedir. Bu durum, doğurganlık düşüşünün yalnızca evlilik davranışıyla değil, evlilik sonrası doğurganlık davranışıyla da şekillendiğine işaret etmektedir.



Yukarıdaki grafik Habbema vd.'nin (2015) simülasyon çalışmasına aittir. Biyolojik doğurganlık kısıtlarını göz ardı eden bir erteleme eğiliminin aile büyüklüğü hedefleri üzerindeki maliyetini

sayısal olarak ortaya koymaktadır. Grafik şunu göstermektedir: iki çocuk sahibi olmak isteyen bir çiftin bu hedefe %90 olasılıkla ulaşabilmesi için kadının en geç 27 yaşında çocuk sahibi olmaya başlaması gerekmektedir; bu yaş aşıldığında olasılık hızla düşmekte, 34 yaşında %75'e, 38 yaşında ise %50'ye gerilemektedir. Türkiye'de 2024 itibarıyla ortalama ilk anne olma yaşı 27,3'e yükselmiş durumdadır. Bu rakam, iki çocuk hedefi için %90 olasılık eşiğinin tam sınırına denk gelmektedir; başka bir ifadeyle Türkiye'de ortalama bir anne, birinci çocuğunu doğurduğunda ikinci çocuğa yüksek olasılıkla ulaşabilmek için biyolojik olarak elinde çok az zaman kalmıştır. Evlilik ertelemesinin ve doğum sonrası kariyer kaygılarının bu başlangıç yaşını daha da ötelemesi durumunda — ki HWP analizimiz 25–29 yaş grubundaki evlilik etkisinin 2013–2024 arasında dramatik biçimde gerilediğini göstermektedir — iki çocuğa ulaşma olasılığı yalnızca sosyoekonomik değil, biyolojik açıdan da giderek daha kırılgan bir zemine oturmaktadır.

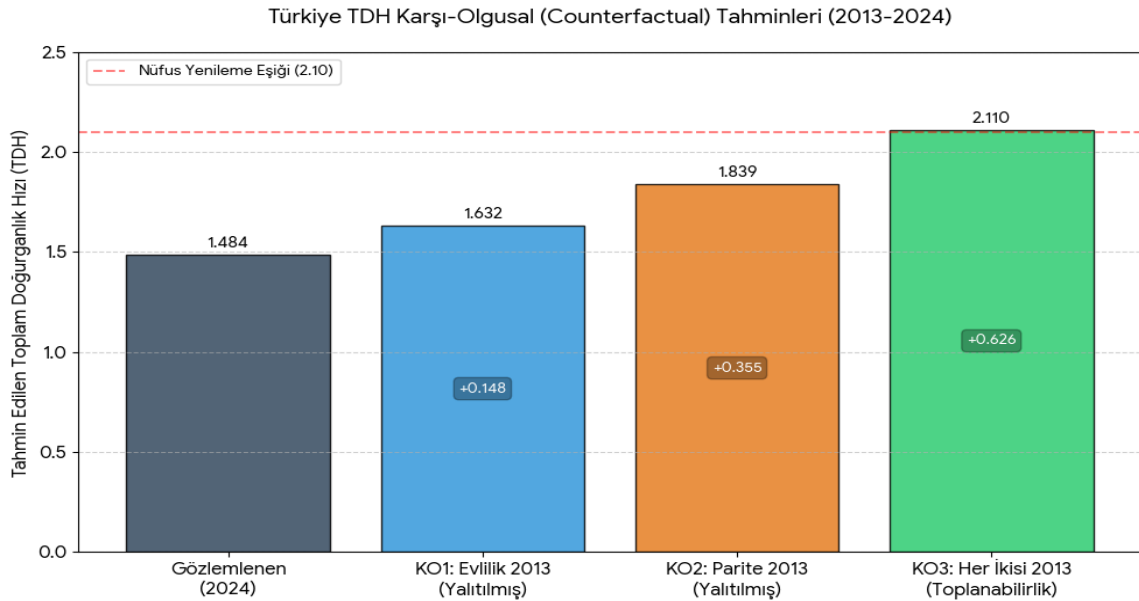
5. Karşı-Olgusal Analiz

HWP'nin toplanabilirlik özelliği, "ne olurdu?" sorularını kovaryat bağımsızlığı varsayımı altında tutarlı biçimde yanıtlamaya imkân tanır. Tablo 8, üç temel karşı-olgusal senaryoyu sunmaktadır.

Tablo 8. Karşı-Olgusal TDH Tahminleri (HWP Toplanabilirlik Özelliği)

Senaryo	Tahmin TDH	Baz farkı	Yorumu
Gözlemlenen durum (2024)	1,484	—	Baz
KO1: Evlilik oranları 2013'te kalsaydı	1,632	+0,148	Evlilik etkisinin yalıtılmış katkısı
KO2: Parite davranışı 2013'te kalsaydı	1,839	+0,355	Davranışsal etkinin yalıtılmış katkısı
KO3: Her ikisi 2013'te kalsaydı	2,110	+0,626	HWP toplanabilirlik: KO1+KO2=toplam kayıp ✓

Not: $KO_3 = KO_1 + KO_2$ eşitliğinin sağlanması artık yokluğunu teyit eder.



KO2'nin gösterdiği üzere, parite davranışı 2013 düzeyinde kalsaydı TDH bugün yaklaşık 1,84 düzeyinde seyredecekti. 1,484 ile 1,839 arasındaki 0,355 puanlık fark, parite davranışına yönelik politikaların teorik hareket alanını somutlaştırmaktadır.

6. Projeksiyon Simülasyonu: 2025–2030 Kovaryat Senaryoları

6.1. Yöntem

2025–2030 projeksiyonu, HWP ayrıştırmasından türetilen kovaryat trendlerini altı yıl ileri uzatmaktadır. Her senaryo, mevcut trendlerin hız ve yönüne ilişkin farklı bir varsayım setine dayanmaktadır. 2025 yılı için TÜİK tarafından paylaşılan doğum sayıları baz alınarak yapılan projeksiyonlara istinaden 1,40 verisi baz alınmıştır. Burada yer alan projeksiyonlar politika taahhüdü değil, kovaryat trendlerinin senaryo bazlı uzantısıdır. Katsayılar modelden türetilmiş değil, literatür ve bağlamdan türetilmiş simülasyon parametreleridir. Senaryo varsayımlarına ait detaylı açıklamalar ve senaryoların geliştirilmesinde yararlanılan literatür Ek-C'de paylaşılmaktadır.

Sonuçlar müdahale yokluğunda ve varlığında olası TDH eğilimlerini göstermektedir. Bu çerçevede sunulan değerler nokta tahminler olarak değil, farklı politika bileşimlerinin doğurganlık üzerindeki yönünü ve görelî etkisini ortaya koyan analitik bir gösterim olarak değerlendirilmelidir. SGK idari verileri, TNSA 2025 mikro verisi ve güncel TÜİK verileri ile nedensellik zinciri dahilinde daha gerçekçi, yeni ve gelişmiş senaryolar oluşturmak mümkün olabilecektir.

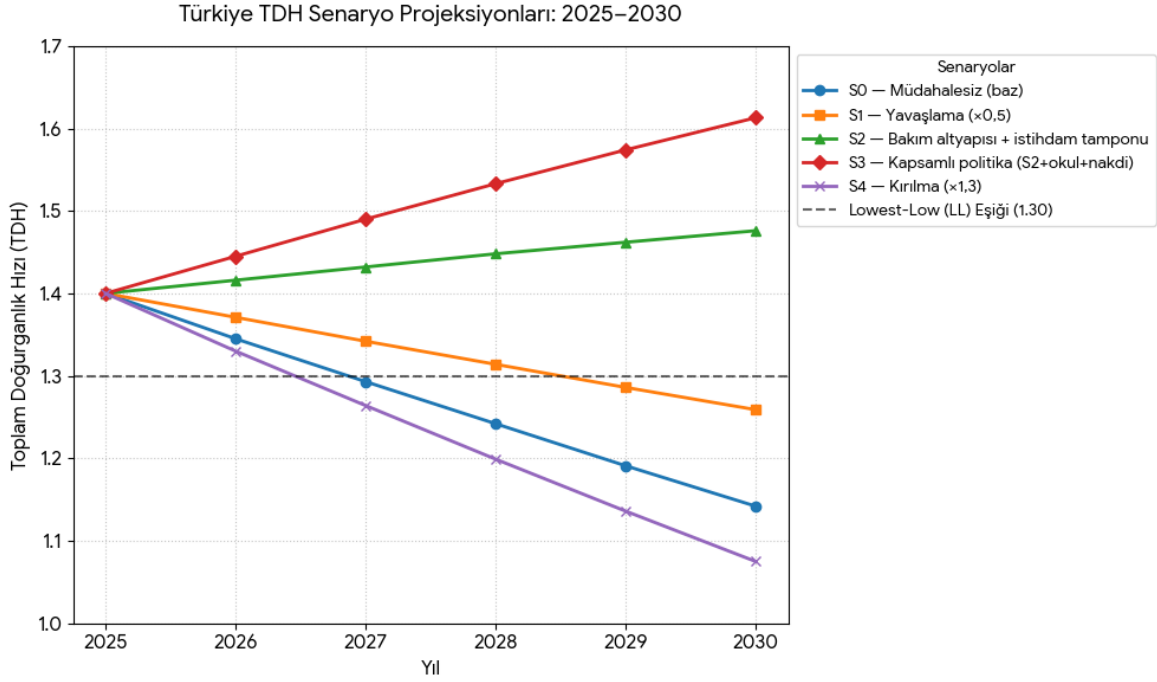
6.2. Senaryo Bulguları

Tablo 9. TDH Projeksiyon Senaryoları 2025–2030

Senaryo	2025	2026	2027	2028	2029	2030	Δ 2025→30	LL eşiği
S0 — Müdahalesiz (baz)	1,400	1,345	1,293	1,242	1,191	1,142	–0,258	2027
S1 — Yavaşlama ($\times 0,5$)	1,400	1,371	1,342	1,314	1,286	1,259	–0,141	2029
S2 — Bakım altyapısı (12–36 ay kreş) + istihdam güvencesi	1,400	1,416	1,432	1,448	1,462	1,476	+0,076	>2030
S3 — Kapsamlı politika (S2+okul+nakdi)	1,400	1,445	1,490	1,533	1,574	1,613	+0,213	>2030
S4 — Kırılma ($\times 1,3$)	1,400	1,330	1,264	1,199	1,136	1,075	–0,325	2027

Not: Lowest-low eşiği = 1,30 (Kohler vd., 2002). S0'da bu eşik 2027'de aşılmaktadır.

S0 (müdahalesiz) senaryosunda TDH 2027'de "en düşük doğurganlık" eşiğini (1,30) aşmaktadır. S2 bulgusu özellikle anlamlıdır: istihdam garantisi ve bakım güvencesi müdahalesiyle PPRı'de yıllık +0,020 iyileşme sağlanması TDH'deki aşağı yönlü trendi kırmaktadır. S4, 2022 kırılma hızının sürdüğü bir senaryodur; 2030'da 1,075 ile Güney Kore benzeri bir tabloyu temsil etmektedir.



7. Sınırlılıklar ve Araştırma Gündemi

7.1. Mevcut Çalışmanın Sınırlılıkları

Model yapısının basitleştirilmişliği. TDH fonksiyonu $M \times$ parite zinciri şeklinde kurulmuştur. Bu yapı yaş-parite çapraz etkisini büyük ölçüde dışarıda bırakmaktadır. Örneğin, 30–34 yaşındaki kadının 1→2 geçişi geçiş davranışı 22–24 yaşındakinden sistematik biçimde ayrılmaktadır. Yaş-parite etkileşimini modele almak, TNSA mikro verisinin sağladığı yaş-spesifik PPR matrisiyle mümkündür. TNSA 2018 verisiyle hesaplanan yaş $\times$ parite matrisi (Bölüm 4.8) PPRı'nın yaş grubuna göre 0,219 ile 0,913 arasında değiştiğini göstermektedir; bu sınırlılığın büyüklüğü böylece sayısallaşmış olmaktadır.

Bununla birlikte, bu çalışmada sunulan yaş-parite etkileşimli ayrıştırma bulguları, bu sınırlılığın yönünü ve büyüklüğünü sayısal olarak ortaya koymaktadır. Dolayısıyla bu husus, analizin geçerliliğini zayıflatan bir eksiklikten ziyade, modelin genişletilmesi gereken bir sonraki aşamayı tanımlamaktadır.

Kovaryat bağımsızlığı varsayımı. HWP'nin toplanabilirlik özelliği, kovaryatların birbirinden bağımsız hareket ettiğini varsayar. Evlilik ertelemesi ile 1→2 geçiş kararı arasındaki korelasyon bu varsayımı zayıflatmaktadır. İki kovaryatın paylaştığı katkı metodolojik açıdan kesin olarak ayrıştırılamamaktadır.

Ancak evlilik etkisindeki daralmanın demografik etkisi, esas olarak parite kanalı üzerinden ortaya çıkmaktadır: evliliğini erteleyen kadın birinci çocuğunu daha ileri yaşta yapmakta, bu da onu PPRı'nın yapısal olarak daha düşük olduğu yaş grubuna taşımaktadır. Bu nedenle %34,8 olarak ölçülen evlilik katkısı ile %56,6 olarak ölçülen 1→2 geçiş katkısı, büyük ölçüde aynı davranışsal mekanizmanın iki farklı kanalda görünümüdür. Yaş-parite etkileşimli ayrıştırma bulguları da, bu bağımlılığın özellikle 1→2 geçiş kararının yaşa duyarlı yapısından kaynaklandığını göstermektedir.

2014-2024 yılları arasındaki hiç evlenmeme oranları, evlilik etkisi düşüşünün tek taraflı bir kadın davranışı olarak açıklanamayacağını göstermektedir. Toplam düzeyde artışlar birbirine yakın görünmekle birlikte, yaş kırılımı daha belirgin bir asimetri ortaya koymaktadır: 20–24 ve 25–29 yaş gruplarında kadın erteleme oranları erkekten daha hızlı gerçekleşmektedir (25–29’da kadın +72,7%, erkek +36,3%), ancak 30 yaşından itibaren tablo tersine dönmektedir. 35–39 yaş grubunda erkeklerde artış %93,7’ye ulaşırken kadınlarda bu oran %25,4 ile sınırlı kalmakta; 40–44 yaş grubunda ise erkeklerde %142’lik artışa karşılık kadınlarda yalnızca %25,9’luk bir yükseliş gözlenmektedir. Bu asimetri, Türkiye’de evlilik ertelemesinin iki taraflı ancak farklı zamanlamalara sahip bir süreç olduğunu göstermektedir: kadınlar ertelemeyi erken yaşlarda gerçekleştirirken, erkeklerde bu gecikme orta ve ileri yaş gruplarına taşınmakta ve kalıcılaşma riski göstermektedir. HWP modelimizde yalnızca kadın evlilik etkisi kovaryat olarak kullanılmaktadır; bu bulgu ise evlilik örüntüsündeki dönüşümün yalnızca kadın davranışı üzerinden modellenmesinin analitik olarak eksik kalabileceğine işaret etmektedir.

Kalibrasyon katsayısı ve ölçek faktörü. $k = 1,728$, $TDH_{2013} = 2,110$ başlangıç noktasına kalibre edilmiştir. Ham model toplamı $(-0,688)$ gözlemlenen değişime $(-0,626)$ normalize edilmiştir (ölçek faktörü=0,910). k tutarlılığı %1,0 sapmayla doğrulanmıştır.

2024 evlilik verisi kaynağı. Bitiş noktası evlilik oranları 2025 TÜİK pivot verisinden alınmıştır. Bu 1 yıllık kaymayı kabul edilebilir sınırlılık olarak raporluyoruz; 2024 pivot verisi mevcut olduğunda güncellenebilir.

Tempo etkisi. Bongaarts-Feeney (1998) düzeltimiyle hesaplanan tempo-arındırılmış TDH serisi Ek B’de sunulmaktadır.

Ekonomik değişkenin resmi kovaryat olarak modellenmemesi. HBA konut+gıda payı ile 1→2 geçişi arasındaki keşifsel kanal analizi ($\beta = -0,0156$, $n=6$) bütçe mekanizmasının varlığına işaret etmektedir; ancak kısa dönem ve sınırlı gözlem sayısı nedeniyle bu tahmin resmi bir HWP kovaryatı olarak değil, araştırma gündeminin öncelikli kalemi olarak sunulmaktadır.

7.2. Araştırma Gündemi: Asıl Çalışmanın Çerçevesi

Bu çalışma, aşağıdaki bileşenlerle yürütülecek kapsamlı bir HWP uygulamasının altyapısını test etmektedir:

- **TNSA 2025 mikro verisi:** Birincil öncelik.
- **SGK idari kayıtları:** İkincil öncelik. Doğum sonrası prim sürekliliği ve istihdama dönüş süreleri; sektör $\times$ ücret $\times$ yaş bazında 1→2 geçişi farkı; bakım altyapısı sunumunun 1→2 geçişi üzerindeki etkisi.
- **Bölgesel ayrışık analiz:** En az Batı / İç Anadolu / Doğu bazında ayrıştırılmış HWP; ulusal ortalamanın altında kalan bölgesel 1→2 geçişi dinamiklerinin ortaya çıkarılması.
- **Ekonomik stres kovaryatı:** Reel ücret endeksi veya konut fiyat/gelir oranının modele üçüncü kovaryat olarak eklenmesi; 2022 sonrası kırılmanın yapısal mı geçici mi olduğunun sınanması.
- **Yapısal eşitlik modellemesi:** Evlilik etkisi ile 1→2 geçişi arasındaki korelasyon yapısının açıkça modellenerek kovaryat bağımsızlığı varsayımının gevşetilmesi.

8. Sonuç

Bu çalışma, Horiuchi, Wilmoth ve Pletcher’ın (2008) sürekli değişim modelini Türkiye TDH serisine tümüyle TÜİK idari verisiyle uygulayan ilk çalışmadır. Temel bulgu şudur: 2013–2024

dönemindeki toplam TDH kaybının ($-0,626$) %65,2'si parite geçiş davranışından, bunun %56,6'sı tek başına 1→2 geçiş kırılmasından yani birinci çocuğa sahip ailelerin ikincisinden vazgeçme eğiliminden kaynaklanmaktadır. Evlilik örüntüsündeki daralma (%34,8) anlamlı olmakla birlikte, parite etkisinin belirgin biçimde altında kalmaktadır.

Torun Alaca'nın (2022) 1993–2013 ayrıştırmasıyla birlikte okunduğunda, bu bulgu tarihsel bir kırılımı belgelemektedir: 1990'larda yüksek pariteli doğumların frenlenmesiyle başlayan demografik geçiş, 2010'ların sonunda 1→2 geçiş tıkanmasıyla yeni ve daha kritik bir evreye girmiştir. Torun Alaca'nın çalışmasında 2003–2013'te dönüşen "1→2 geçiş oranının ilerleyen dönemde belirleyici hale gelmesi" 2013–2024 döneminde tam olarak gerçekleşmiştir. Politika tasarısının bu evrimi yansıtmaması (müdahalelerin ağırlıklı olarak 1→2 geçiş geçişine odaklanması ve bu geçişin önündeki güvence engellerini kaldırarak kurumsal mekanizmaları içermesi) hem demografik hem de aktüeryal açıdan zorunludur.

Demografik ayrıştırma literatüründeki Türkiye boşluğuna dikkat çekmek, bu çalışmanın bulguları kadar önemli gördüğü bir katkıdır.

Son olarak, bu çalışma 1→2 geçiş kırılmasının yalnızca demografik bir olgu olmadığını, bunun gerisinde somut bir ekonomik mekanizmanın yattığını belgelemeye çalışmıştır. TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması 2024 verisinin gösterdiği üzere, en düşük %20'lik gelir grubunda konut+gıda payı %63,6'ya ulaşmış; bu düzeyde bir bütçe sıkışıklığı ikinci çocuk kararının önündeki somut bir finansal engele işaret etmektedir. Konut+gıda payı ile 1→2 geçiş oranı arasındaki keşifsel kanal analizi ($r=-0,972$, $\beta=-0,0156$, 2019–2024) bu mekanizmanın niceliksel bir ilk tahminine olanak tanımaktadır. Barınma maliyetini hafifletecek politika araçları —kira desteği, sosyal konut, konut yardımı— dolayısıyla yalnızca sosyal politikanın değil, demografik politikanın da öncelikli gündemi olmak durumundadır.

Kaynakça

- Baizan, P., Arpino, B., & Delclòs, C. E. (2016). The effect of gender policies on fertility: The moderating role of education and normative context. *European Journal of Population*, 32(1), 1–30.
- Bergsvik, J., Fauske, A., & Hart, R. K. (2021). Can policies stall the fertility fall? A systematic review of the (quasi-)experimental literature. *Population and Development Review*, 47(4), 913–964.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271–291.
- Bongaarts, J., & Sobotka, T. (2012). A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review*, 38(1), 83–120.
- Das Gupta, P. (1993). Standardization and decomposition of rates: A user's manual. U.S. Bureau of the Census.
- De la Croix, D., & Doepke, M. (2009). To segregate or to integrate: Education politics and democracy. *The Review of Economic Studies*, 76(2), 597–628.
- Dettling, J. L.; Kearney, M.S. (2011) House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. Working Paper 17485 NBER
- ERG-AÇEV (2016). Her Çocuğa Eşit Fırsat: Türkiye'de Erken Çocukluk Eğitiminin Durumu ve Öneriler. İstanbul.
- Esping-Andersen, G. (1999). Social foundations of postindustrial economies. Oxford University Press.
- Esping-Andersen, G., & Billari, F. C. (2015). Re-theorizing family demographics. *Population and Development Review*, 41(1), 1–31.
- Gauthier, A. H., & Gietel-Basten, S. (2025). Family policies in low fertility countries: Evidence and reflections. *Population and Development Review*, 51(1), 125–161.
- Habbema, J. D. F., Eijkemans, M. J. C., Leridon, H., & te Velde, E. R. (2015). Realizing a desired family size: when should couples start? *Human Reproduction*, 30(9), 2215–2221.
- Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü. (2009). 2008 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması. HÜNEE.
- Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü. (2019). 2018 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması. HÜNEE.
- Horiuchi, S., Wilmoth, J. R., & Pletcher, S. D. (2008). A decomposition method based on a model of continuous change. *Demography*, 45(4), 785–801.
- Jakobsen, K. M., Jørgensen, T. H., & Low, H. (2025). Fertility and family labor supply (Working Paper No. 2025-26). Federal Reserve Bank of Chicago
- Kim, S., Tertilt, M., & Yum, M. (2024). Status externalities in education and low birth rates in Korea. *American Economic Review*, 114(6), 1576–1611.

Kohler, H.-P., Billari, F. C., & Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28(4), 641–680.

Lalive, R., & Zweimüller, J. (2009). How does parental leave affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1363–1402.

Milligan, K. (2002). Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility. NBER Working Paper No. 8845. National Bureau of Economic Research.

Özgören, A. A., Ergöçmen, B. A., & Tansel, A. (2018). Birth and employment transitions of women in Turkey: The emergence of role incompatibility. *Demographic Research*, 39(46), 1241–1290.

Rindfuss, R. R., Guilkey, D., Morgan, S. P., Kravdal, Ø., & Guzzo, K. B. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. *Population and Development Review*, 36(4), 725–748.

Sezgin, M. E. (2025, Aralık). Pariteye duyarlı politika tasarımı: Türkiye özelinde ikinci çocuk eşiği üzerine bir değerlendirme. *Toplum Çalışmaları Enstitüsü*.

Sezgin, M. E. (2026, Ocak). Türkiye'nin Demografik Krizini Yeniden Düşünmek: 2015 Sonrası Demografik Krizi Yönetememe. *Toplum Çalışmaları Enstitüsü*.

Sezgin, M. E. (2026, Mart). Demografik Krizi Bakım ve İstihdam Ekseninde Yeniden Düşünmek: Türkiye İçin Bir Güvence Çerçevesi. *Toplum Çalışmaları Enstitüsü*.

Slonimczyk, F., & Yurko, A. (2014). Assessing the impact of the maternity capital policy in Russia. *Labour Economics*, 30, 265–281.

Torun Alaca, D. (2022). Essays on the components of demographic change in Turkey: An application of decomposition methods. *Doktora Tezi, Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü*.

TÜİK. (2025a). Doğum İstatistikleri Veri Tabanı. Türkiye İstatistik Kurumu.

TÜİK. (2025b). Hanehalkı Bütçe Araştırması 2024. Türkiye İstatistik Kurumu (yayın: Haziran 2025).

Zeman, K., Beaujouan, É., Brzozowska, Z., & Sobotka, T. (2018). Cohort fertility decline in low fertility countries: Decomposition using parity progression ratios. *Demographic Research*, 38, 651–690.

EK-A

HWP ayrıştırması dönemsel TDH (period fertility) kullanmaktadır. Dönemsel ölçüm, bir takvim yılındaki doğumları yaşa göre normalize ederek hesaplar; kadınların doğurganlığı ertelediği dönemlerde gerçek kuşak eğiliminden sistematik biçimde düşük sonuç verir. Bu yapısal sapma tempo etkisi olarak adlandırılmaktadır. Bongaarts ve Feeney (1998), tempo etkisini dışarıda bırakan bir TDH düzeltme formülü geliştirmiştir:

$$TDH_BF = TDH_period / (1 - dMAB/dt)$$

MAB = ortalama anne yaşı (mean age at birth); dMAB/dt = MAB'ın yıllık değişimi

MAB 2013–2024 arasında 26,83'ten 28,32'ye yükselmiştir — 11 yılda +1,5 yıllık bir kayma. Bu kayma uniform değildir: 2018–2019 döneminde dMAB/dt +0,18 ile zirveye ulaşmış, 2024'te ise +0,01'e gerilemiştir. Doğurganlık ertelemesinin hız kazandığı dönemlerde tempo etkisi TDH'yi aşağı bastırmakta; erteleme durma noktasına yaklaştığı 2024'te ise bu baskı neredeyse sıfıra inmektedir.

Tablo 10. Ham TDH ve Bongaarts-Feeney Tempo-Düzeltili TDH Serisi, 2013–2024. MAB: 2013 yaş grubu ağırlıkları kullanılarak ASFR serisinden hesaplanmıştır. dMAB/dt: merkezi fark yöntemi (uç yıllar için tek yönlü fark).

Yıl	TDH (ham)	MAB	dMAB/dt	TDH_BF	Fark
2013	2,110	26,827	+0,095	2,332	+0,222
2014	2,190	26,922	+0,111	2,464	+0,274
2015	2,160	27,049	+0,151	2,544	+0,384
2016	2,110	27,224	+0,140	2,454	+0,344
2017	2,080	27,330	+0,149	2,445	+0,365
2018	2,000	27,522	+0,178	2,432	+0,432
2019	1,890	27,685	+0,182	2,311	+0,421
2020	1,770	27,887	+0,163	2,113	+0,343
2021	1,710	28,010	+0,126	1,957	+0,247
2022	1,630	28,139	+0,149	1,915	+0,285
2023	1,510	28,308	+0,090	1,659	+0,149
2024	1,484	28,318	+0,011	1,500	+0,016
Δ 2013→2024	-0,626	—	—	-0,832	-0,206

Kaynak: TÜİK Doğum İstatistikleri; yazar hesaplaması.

Ana bulgu: 2013'te dMAB/dt = +0,095 olduğundan tempo etkisi TDH'yi %10,5 aşağı bastırmaktadır; gerçek (tempo-arındırılmış) doğurganlık 2,110 değil 2,332 düzeyindedir. 2024'te dMAB/dt = +0,011 ile tempo etkisi fiilen sıfıra inmiş; TDH_BF (1,500) ile TDH_ham (1,484) birbirinden yalnızca 0,016 ayrılmaktadır. Bu asimetri nedeniyle BF çerçevesindeki gerçek kuantum kaybı -0,832 olup period ölçümündeki -0,626'dan %33 daha büyüktür.

HWP Ayrıştırması için İmplikasyon

Ana analizimizde kovaryat katkıları TDH_ham değişimi üzerinden hesaplanmıştır ($\Delta = -0,626$). BF düzeltmesi önemli bir implikasyon üretmektedir.

Başlangıç noktası. 2013 TDH_ham değeri (2,110), gerçek doğurganlığın altında bir ölçümdür. Bu, ayrıştırmanın başlangıç noktasının tempo etkisi tarafından bastırılmış bir değerden hareket ettiği anlamına gelir. Gerçek başlangıç TDH_BF (2,332) olsaydı ve bitiş noktası sabit kalsaydı, toplam kayıp da daha büyük çıkacaktı.

Pratik sonuç: Tempo etkisi hesaba katıldığında, 2013–2024 döneminin gerçek demografik kaybı period ölçümünün gösterdiğinden daha büyüktür. Bu, S0 ve S4 senaryolarının gerçek düşüşün alt sınırını temsil ediyor olabileceğine işaret etmektedir.

EK-B.

Barınma Baskısı Aktarım Kanalı: Teknik Hesaplama

Yöntem ve Veri

Kanal analizi iki değişken arasındaki ilişkiyi OLS regresyonu ile tahmin etmektedir: bağımlı değişken yıllık dönemsel PPR₁ (TÜİK doğum sırası istatistiklerinden), bağımsız değişken en düşük %20 gelir grubunun konut+gıda harcama payı (TÜİK Hanehalkı Bütçe Araştırması). Analiz 2019–2024 dönemini kapsamaktadır (n=6).

Bulgular

OLS tahmini $\beta = -0,0156$ vermektedir: en düşük %20 gelir grubunda konut+gıda payında 1 puanlık artış, 1→2 geçiş oranını ortalama 0,016 puan aşağı çekmektedir. Pearson korelasyon katsayısı $r = -0,972$ olup yön beklentiyle tam uyumludur.

Önemli sınırlılık: n=6 gözlem, kısa dönem ve tek değişkenli model nedeniyle standart hata güvenilir biçimde hesaplanamamaktadır. β tahmini keşifsel niteliktedir; nedensellik testi için ev sahibi/kiracı ayırımına ve koşullu regresyona ihtiyaç duyulmaktadır. Bu tahmin resmi bir HWP kovaryatı olarak değil, araştırma gündeminin öncelikli kalemi olarak sunulmaktadır.

Karşı-Olgusal Hesaplama

Konut+gıda payı 2019 düzeyinde (%53,7) kalsaydı:

$$\Delta \text{pay} = 63,6 - 53,7 = 9,9 \text{ puan (2024 gözlemlenen - 2019 baz)}$$

$$\Delta \text{PPR}_1 = -0,0156 \times 9,9 = -0,154 \text{ puan } (\beta \text{ kanalı üzerinden beklenen etki})$$

$$\text{PPR}_1 (\text{karşı-olgusal}) = 0,725 + 0,154 = 0,879 \approx 0,870$$

Bu PPR₁ değeriyle HWP modeli çalıştırıldığında tahmini TDH 2024 $\approx 1,60$ çıkmaktadır; gözlemlenen 1,484'ün yaklaşık 0,12 puan üzerinde. Farkın tamamı HBA kanalına atfedilemez; diğer faktörlerin katkısı bu hesaplamada dışarıda bırakılmıştır.

S4 Senaryosuyla Bağlantı

2022–2024 konut+gıda payı artış hızı (yılda ortalama +2,0 puan) 2025–2030 döneminde de devam ederse, β kanalı üzerinden PPR₁'in ek $-0,012/\text{yıl}$ düşeceği tahmin edilmektedir. Bu hız S4 senaryosunun (tüm kovaryatlar $\times 1,3$ ivme) ekonomik motoruyla örtüşmekte ve S4'ü yalnızca teorik bir uyarı senaryosu olmaktan çıkarak ampirik temele oturtmaktadır.

Tersine, konut+gıda payının 2019 düzeyine döndüğü bir politika senaryosunda β kanalı üzerinden PPR₁'de $+0,015/\text{yıl}$ artış beklenmektedir. Bu büyüklük S3 senaryosunun 1→2 geçiş varsayımının ($+0,035/\text{yıl}$) önemli bir bileşenini oluşturabilir.

EK-C

Senaryo Varsayımları ve Literatür Bağlantısı

Bu bölümde tanımlanan senaryolar, önceki çalışmada (Sezgin, 2026) geliştirilen "güvence mimarisi" yaklaşımının nicel karşılıkları olarak kurgulanmıştır. S2 senaryosu bakım altyapısı ve istihdam güvencesi bileşenlerinden oluşan çekirdek modelin doğrudan parametrizasyonunu; S3 senaryosu buna devlet okulu kalitesi güçlendirmesi ve parite odaklı nakdi desteği ekleyerek genişletilmiş bir müdahale paketini temsil etmektedir. Katsayılar modelden türetilmiş değil, literatür ve bağlamdan türetilmiş simülasyon parametreleridir.

Tablo 11. Güvence Mimarisinin Kovaryat Parametrelerine Eşleştirilmesi

Senaryo	Güvence mimarisi bileşeni	Kovaryat karşılığı	Yoğunluk/kapsam
S0 — Müdahalesiz	Yok (baz çizgisi)	Mevcut trendler sabit	Referans
S2 — Çekirdek model	Bakım altyapısı (12–36 ay kreş) + istihdam tamponu	1→2 geçişi: +0,020/yıl, Evlilik: değişmez	Düşük yoğunluk — yalnızca 1→2 geçişi odaklı
S3 — Genişletilmiş model	S2 bileşenleri + devlet okulu niteliği + parite odaklı nakdi destek	1→2 geçişi: +0,035/yıl (S2+okul+nakdi)	Yüksek yoğunluk — parite + maliyet eksenli
S4 — Kırılma	Müdahale yok + yapısal şok	Tüm kovaryatlar $\times 1,3$ ivme	Uyarı senaryosu

Kaynak: Sezgin (2026) güvence çerçevesi; bu çalışma HWP parametrizasyonu.

Her senaryo için (i) kovaryat varsayımı, (ii) bu varsayımı destekleyen literatür kanıtı ve (iii) Türkiye bağlamına aktarımın güçlükleri aşağıda ele alınmaktadır.

PPR₁'deki artışın TDH'ye brüt katkısı doğrusal ve orantılıdır; ancak evlilik etkisindeki yıllık negatif sürüklenme her iki senaryoda da aşağı yönlü sabit bir baskı olarak işlediği için net etki düşük yoğunluklu senaryolarda daha fazla aşınmakta, bu da S3/S2 oranının brüt katkı oranından daha yüksek görünmesine yol açmaktadır.

S0 — Müdahalesiz

Varsayım: Parite geçiş olasılığı 2019–2024 döneminde gözlemlenen $-0,011/\text{yıl}$ trendini sürdürür; evlilik oranları ve diğer pariteler sabit seyrederek.

Ampirik dayanak: 2019–2024 döneminde TÜİK doğum istatistiklerinden hesaplanan PPR₁/1→2 trendi. 2022 sonrası parite makasının dramatik genişlemesi (7,5 → 11,6 puan) bu trendin gerçek olduğunu teyit etmektedir.

Türkiye'ye özgü not: 2022 sonrası enflasyon dalgası ile 1→2 geçiş makasının eş zamanlı genişlemesi, S0'ın salt mekanik bir trend uzantısı olmadığına işaret etmektedir. Ekonomik stres kovaryatı modele dahil edilseydi S0 yörüngesi daha dik olabilirdi.

S1 — Yavaşlama (Tavan Etkisi)

Varsayım: Tüm kovaryat trendleri mevcut hızlarının yarısına yavaşlar ($\times 0,5$). Yapısal bir kırılma olmaksızın mevcut baskıların giderek doğurganlığı aşındırma kapasitesini yitirdiği — doygunluk ya da taban etkisi — varsayılır.

Ampirik dayanak: Bongaarts ve Sobotka (2012), çalışmalarında Avrupa'da 1990'lardan itibaren doğurganlık düşüşlerinin yavaşladığını ve tempo etkisinin kısmen geri döndüğünü göstermektedir. Ancak Türkiye'de böyle bir yavaşlamaya ilişkin henüz ampirik gözlem yoktur.

Literatür bağlamı: Bu senaryo pasif bir üst sınır olarak tasarlanmıştır; belirli bir politikayı temsil etmez. Bergsvik vd. (2021), özellikle doğurganlık düşüşünün başladığı Nordik ve Anglosakson ülkelerde doğurganlık oranlarının bir süre sonra stabilize olduğu ve görece daha az düşük doğurganlık ile görece daha yüksek tamamlanmış doğurganlığa evrildiğini belirtmektedir.

Türkiye'ye özgü not: S1, müdahalesiz senaryoların aralığını kapatmak için dahil edilmiştir. Bağımsız bir politika senaryosu değildir.

S2 — Bakım Altyapısı ve İstihdam Garantisi Müdahalesi

Varsayım: İstihdam garantisi ve bakım altyapısının geliştirilmesi ile +0,020/yıl artış eğilimine girer; PPR₁'e her yıl doğrudan +0,020 eklenir; evlilik etkisi ve diğer baskılar S0 ile aynı hızda devam eder. Net etki pozitifdir (+0,076) çünkü +0,020 artışı evlilik baskısını geçmektedir.

+0,020/yıl değerinin nicel temeli:

- Lalive & Zweimüller (2009), Avusturya'da ebeveyn iznini 12 aydan 24 aya çıkaran reformun birinci doğumdan sonraki 10 yıl içinde 100 kadın başına yaklaşık 3 ek doğuma yol açtığını göstermektedir. Bu bulgu, 5 yıllık politika ufkunda ücretli izin kanalı üzerinden yılda yaklaşık +0,003 mertebesinde bir PPR₁ katkısına karşılık gelmektedir.
- Norveç'te kreş kapasitesinin sıfırdan %60 kapsama yükseltilmesi, Rindfuss vd.'ne (2010) göre tamamlanmış doğurganlığı 0,5–0,7 çocuk artırmıştır. Bu büyük ölçekli ve onlarca yıl süren bir müdahalenin birikimli etkisidir; +0,020/yıl bu etkinin beş yıllık bir alt kümesidir.
- Baizan, Arpino ve Delclòs'un (2016) derlemesi, kreş kapasitesinin %20'dan %50'ye çıkarılmasının tamamlanmış doğurganlığı 0,2–0,4 çocuk artırdığını göstermektedir. Bu büyüklük de senaryo ile uyumludur.

Literatür bağlamı: Bergsvik vd. (2021), ebeveyn izni reformlarının etkisinin uzun vadede sürdüğünü ve yalnızca tempo değil kuantum üzerinde de etkili olduğunu bulmuştur. Gauthier (2025), politikaların tamamlanmış doğurganlık üzerinde toplam etkisinin 'görece mütevazı, kadın başına 0,1–0,2 çocuk' mertebesinde seyrettiğini belirtmektedir.

Türkiye'ye özgü not: Bu senaryoda kullanılan +0,020/yıl parametresi, literatürde çocuk bakım hizmetlerinin ve istihdam güvencesinin doğurganlık üzerindeki etkilerine ilişkin bulgular ile Türkiye bağlamındaki mevcut düşüş hızının birlikte değerlendirilmesiyle belirlenmiş bir orta senaryo değeridir. Bu büyüklük, sıfır müdahale ile güçlü müdahale senaryoları arasında yer alan bir büyüklük mertebesinde temsil etmekte olup kesin bir nedensel katsayı olarak yorumlanmamalıdır.

Türkiye'nin mevcut bakım altyapısı son derece zayıftır. Türkiye Aile Yapısı Araştırması (2016)'na göre, hane içinde 0-5 yaş grubunda bakıma muhtaç küçük çocuk bulunan hanelerin %88'inde bakım işini anne üstlenirken, annanne ve babaannelerin üstlendiği hanelerin oranı %6'dır. Bakımın kreşte sağlanma oranı %3 ve bakıcılarca yerine getirilme oranı ise yalnızca %1 olarak gerçekleşmiştir. Çalışan kadınlar için Hacettepe Üniversitesi Nüfus Etütleri Enstitüsü'nün (HÜNEE) Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması (TNSA) verilerine bakıldığında, çalışan kadınlarda bile kurumsal bakımdan faydalananların oranı 2018 yılında %12,45'te kalmakta, ücretli bakıcı ise %9'a yaklaşmaktadır. Esping-Andersen'in (1999) çerçevesine göre 'özel de-

familizasyon' bandında olan Türkiye, kamu bakım yatırımının en yüksek marjinal getiri vereceği boş zemin konumundadır. Bu, +0,020/yıl tahmininin savunulabilir olduğunu gösterir.

Özgören, Ergöçmen ve Tansel (2018), 2008 Türkiye Nüfus ve Sağlık Araştırması'nın doğum ve istihdam yaşam öyküsü verilerine dayalı olarak yürüttükleri çalışmada, kadınların istihdamda bulunmasının genel olarak çocuk sahibi olma ihtimalini azalttığını, ancak iş-aile uyumunu destekleyen istihdam biçimlerinin bu etkiyi zayıflattığını ortaya koymaktadır. Bulgular, doğurganlık ile istihdam arasındaki ilişkinin yapısal olarak negatif olmak zorunda olmadığını, bu ilişkinin büyük ölçüde kurumsal güvence ve öngörülebilirlik düzeyine bağlı olarak şekillendiğini göstermektedir.

ERG'nin (2016) verileri, toplumun %95'inin okul öncesi eğitimi önemli bulduğunu, ancak sisteme dahil olmayanların %71'inin "okul yokluğu" (%48) veya "yüksek ücretler" (%23) nedeniyle dışarıda kaldığını belgelemektedir. Raporda, kadınların işten ayrılma nedenlerinin başında %44 ile "çocuk bakım yükümlülüklerinin" geldiği belirtilirken, işten ayrılan annelerin %84'ünün devlet desteği (kreş) olması durumunda işe döneceğini göstermektedir.

Jakobsen (2025), doğurganlık kararlarının işgücü piyasasından izole bir özel alan tercihi olmadığını, aksine makroekonomik dengeleri ve işgücü arzı esnekliğini doğrudan etkileyen bir parametre olduğunu göstermektedir. Kadınların ücret değişimlerine verdiği tepkinin yaklaşık %10'unun doğrudan doğurganlık ayarlamalarından kaynaklanması, bu kanalın marjinal değil yapısal bir bileşen olduğunu ortaya koymaktadır.

2014–2024 döneminde kadın istihdam oranı yaklaşık %33 seviyesinden %42 bandına yükselmiştir. Kadınlarda genç işsizlik oranı %30,6'ya ulaşmıştır. Türkiye'de toplumun içinde hâlen kullanılmamış bir sosyal rezerv mevcuttur. Bu rezerv, özellikle eğitilmiş genç kadın nüfusu, işgücüne katılma potansiyeli olup bakım ve güvencesizlik nedeniyle sistem dışında kalan kadınlar ve ertelenmiş ikinci çocuk kararları üzerinden tanımlanabilir.

Sorun, bu rezervin harekete geçirilememesidir. Sosyal rezervi aktive edecek mekanizma doğrudan teşvik değil, bir istihdam tamponudur. Tampon yaklaşımı, çocuk sahibi olmanın ürettiği riskleri tamamen ortadan kaldırmayı değil; bu risklerin bir bölümünü kamusal araçlarla absorbe etmeyi hedefler.

S3 — Kapsamlı Politika (S2 + Devlet Okulu + Parite Nakdi)

Varsayım: S2'nin tüm bileşenleri korunur (bakım altyapısı + istihdam tamponu, 1→2 +0,020/yıl); buna ek olarak devlet okulu kalitesi güçlendirmesi ve parite odaklı nakdi destek uygulamaya girer. İki ek bileşen birlikte 1→2 geçiş olasılığına yılda +0,015 daha katkı sağlar (toplam 1→2 artışı: +0,035/yıl). Evlilik örüntüsü bu senaryoda da sabit tutulmaktadır.

S3'ün 1→2 bileşeni (+0,035/yıl — üç araç):

- S2 bileşeni (+0,020/yıl): Kreş kapasitesi genişlemesi ve istihdam güvencesi — Bergsvik vd. (2021); Baizan vd. (2016). Yukarıda S2 için aktarılan kanıt geçerlidir.

- Devlet okulu kalitesi güçlendirmesi (+0,010/yıl): Becker ve Lewis'in (1973) nicelik-nitelik ödünleşimi çerçevesinde, devlet okulunun kalitesi artırıldığında ailelerin ikinci çocuk için özel eğitim harcaması yapma baskısı azalır ve P_2 geçişinin marjinal maliyeti düşer. De la Croix ve Doepke (2009), kamu okulu tercihinin güçlendiği bağlamlarda nicelik-nitelik ödünleşiminin zayıfladığını ve doğurganlığın arttığını göstermektedir.

Kim, Tertilt ve Yum'un (2024) bulgularına göre statü dışsallığı mekanizması kamu politikasıyla kırılabılır niteliktedir: Devlet okulu kalitesinin artırılması, ailelerin özel eğitime yönelme baskısını azaltarak bu yarıştan çekilmeyi rasyonel kılar ve ikinci çocuğun algılanan maliyetini düşürür. Bu çerçevede S3'ün devlet okulu kalitesi bileşeni (+0,010/yıl), yalnızca doğrudan eğitim maliyeti kanalıyla değil, statü dışsallığını kıran bir müdahale olarak da işlev görmekte ve parametre tahminine bağımsız bir teorik dayanak sunmaktadır.

Türkiye bağlamında bu etkinin özellikle güçlü çalışması beklenmektedir: MEB 2024-2025 istatistiklerine göre örgün eğitimde özel okullaşma oranı %9,1'e ulaşmış olup 2002'deki %2,1'den bu yana hızla tırmanmaktadır; okul sayısı bazında özel okulların toplam okullara oranı %19'a ulaşmıştır. Bu yüksek özel okullaşma oranı, ailelerin devlet okulu kalitesinden memnuniyetsizliğini yansıtmakta ve nicelik-nitelik ödünleşimini kuvvetlendirmektedir. Devlet okulu kalitesi güçlendirildiğinde bu baskı azalacak ve 1→2 geçişinin fırsat maliyeti düşecektir. Bu çerçevede okul kalitesi bileşeni +0,010/yıl olarak parametrize edilmiştir.

- Parite odaklı nakdi destek (+0,005/yıl): Slonimczyk ve Yurko (2014), Rusya'da analik sermayesi programının uzun dönem TDH'yi yaklaşık +0,15 çocuk artırdığını, bu etkinin özellikle ikinci çocukta yoğunlaştığını göstermektedir. Milligan'ın (2002) Kanada Quebec analizinde ise her 1.000 dolar ek teşvik doğurganlığı %2,6 artırmıştır. Bu iki bulgudur ki 1→2 odaklı bir nakdi destek programının beş yıllık bir politika penceresinde yıllık +0,005 1→2 artışına yol açabileceği savunulabilir.

S3'te evlilik bileşeni neden yok?

S3, evlilik örüntüsü üzerinde herhangi bir müdahale varsaymamaktadır. Bu, literatürün zorunlu kıldığı bir kısıtlamadır: Beş yıllık bir politika penceresinde evlilik erteleme eğilimi üzerinde ölçülebilir bir nedensel etki yaratabilecek mekanizma kanıtı son derece zayıftır. Bergsvik vd. (2021), politikaların etkilerinin çoğunlukla tempo yani doğumların öne alınması kanalı üzerinden işlediğini ortaya koymaktadır. Evlilik davranışını doğrudan ve hızla değiştiren müdahalelere dair quasi-deneysel kanıt yok denecek kadar azdır. Esping-Andersen ve Billari (2015) çoklu denge çerçevesi, toplumsal cinsiyet eşitlikçi normların hem evlilik gecikmesini hem de doğurganlık düşüşünü tersine çevirebileceğini teorize etmektedir; ancak bu mekanizma kuşaklar arası bir süreçtir ve beş yıllık bir ufukta gözlemlenebilir parametre değişimleri üretmez. S3'te evlilik oranlarının sabit tutulması bu nedenle bir kısıtlama değil, literatüre dayalı bir metodolojik tercihtir.

S3'ün yorumu: Bu senaryo, 1→2 eşiğindeki tıkanmayı farklı kanallar üzerinden eş zamanlı hedefleyen üç bileşenli bir müdahale paketini temsil etmektedir (1→2 toplam: +0,035/yıl):

- (i) bakım ve istihdam güvencesi ikinci çocuğun fırsat maliyetini düşürür;
- (ii) devlet okulu kalitesi eğitim harcaması baskısını azaltarak Becker nicelik-nitelik ödünleşimini zayıflatır;
- (iii) parite odaklı nakdi destek doğrudan maddi engeli kaldırır. Üç aracın eş zamanlı işlemesi Esping-Andersen'in (1999) de-kommodifikasyon çerçevesiyle tutarlı biçimde sinerji üretmektedir. Önceki versiyonun aksine, S3 evlilik örüntüsü üzerinde bir değişim varsaymamakta; tüm etkiyi 1→2 ve parite kanalları üzerinden modellemektedir.

S4 — Kırılma (İvmelenme)

Varsayım: Tüm kovaryat trendleri mevcut hızlarının 1,3 katına ivmelenir. Ekonomik kriz, hızlı kentleşme baskısı veya eğitim maliyetlerindeki keskin artış gibi yapısal şoklar bu ivmelenmenin tetikleyicisi olarak tanımlanmaktadır.

Ampirik dayanak: Güney Kore'nin 2000'li yıllardaki deneyimi bu senaryo için en güçlü karşılaştırmalı kanıt sunar.

Kim, Tertilt ve Yum (2024), statü dışsallıkları ve özel eğitim harcamaları mekanizmasını modelleyerek bu dışsallık olmaksızın Güney Kore doğurganlığının mevcut düzeyin %28 üzerinde olacağını göstermektedir. Türkiye'de özel okullaşma oranı ve dersane harcamalarının 2020'li yıllarda belirgin biçimde artması benzer bir dinamiğin işlemeye başladığına işaret etmekte; bu durum S4'ü yalnızca teorik bir uyarı senaryosu olmaktan çıkararak Türkiye bağlamında da ampirik bir zemine oturtmaktadır.

Literatür bağlamı: Bu senaryo bir uyarı senaryosudur. Avrupa'da '2008 sonrası buzlanma' olarak adlandırılan dönemde İtalya, İspanya ve Portekiz'de TDH 1,2–1,3 bandına keskin biçimde inmiştir. S4 bu tür bir yapısal kırılmanın Türkiye için olasılığını temsil eder.

Tablo 12. Senaryo Kanıt Tablosu: Özet

Senaryo	1→2 geçiş varsayımı	Evlilik varsayımı	Destekleyen kanıt	Kanıt gücü
S0	−0,011/yıl (trend uzantısı)	Sabit	TÜİK 2019–24 parite serisi	Güçlü
S1	×0,5 yavaşlama	×0,5 yavaşlama	Bongaarts & Sobotka (2012) tempo	Orta (pasif senaryo)
S2	+0,020/yıl artış	Sabit	Bergsvik vd. (2021); Sezgin. (2026); Gauthier (2025)	Orta-güçlü (bağlam bağımlı)
S3	+0,035/yıl (S2+okul+nakdi)	Sabit (×1,0)	Slonimczyk&Yurko (2014); Milligan (2002); De la Croix&Doepke (2009) Kim vd. (2024)	Orta (bileşik etki)
S4	×1,3 ivme	×1,3 ivme	Kim vd. (2024)	Spekülatif (uyarı senaryosu)