



www.turkishstudies.net/economy

Turkish Studies - Economics, Finance, Politics

eISSN: 2667-5625

Research Article / Araştırma Makalesi



Are There Economies of Scale in Publicly Funded Urban Renewal? An Analysis of TOKİ's Mega Projects in Istanbul

Kamu Kaynaklı Kentsel Dönüşümde Ölçek Ekonomisi Var mı? İstanbul'daki TOKİ Mega Projeleri Üzerinden Bir Analiz

Özlem Geylani*

Abstract: Economies of scale are often expected in large housing programmes because standardisation, repetition, learning effects and bulk procurement may lower unit costs as output expands. In metropolitan urban renewal, however, demolition sequencing, resettlement requirements, fragmented property relations, administrative delays, coordination difficulties and constrained logistics may offset these efficiencies. The project is the unit of analysis, and the dataset comprises all 39 eligible Istanbul records available in TOKİ's national list of 280 urban transformation and development projects in January 2026. These observations constitute a full enumeration rather than a random sample and represent 17,231 housing units and 9,956,951,349 TL in recorded nominal total value. Unit cost is defined as the recorded nominal total value per housing unit. Because verified tender or contract dates were unavailable for all projects, costs were not deflated and are interpreted as nominal rather than inflation-adjusted values. Physical realisation rates describe implementation status but are not treated as direct evidence of cost escalation. Economies of scale are tested through a log-log OLS model in which $\ln(\text{unit cost})$ is regressed on $\ln(\text{units})$ and a source-order index derived from TOKİ's project-record sequence. As this index is not a tender date, contract date, calendar-year measure or official project identifier, it is used only as a limited ordering variable. Project scale has a negative but statistically insignificant coefficient ($B=-0.119$; $p=0.463$), whereas the source-order index is positively associated with nominal unit cost ($B=0.111$; $p<0.001$; $R^2=0.796$). Influential-observation and nonlinear-scale checks do not materially alter this inference. The findings provide no statistically significant evidence that larger projects systematically reduce nominal unit costs in the observed Istanbul portfolio. Instead, cost variation appears more closely associated with source-record sequencing, scope heterogeneity and metropolitan implementation complexity, suggesting that procurement and budgeting should account for delivery-time exposure, scope composition and implementation constraints.

Keywords: Urban Transformation, Economies of Scale, Public Procurement, Nominal Unit Cost, Construction Cost Analysis.

* Dr., Architect, Independent Researcher

Dr., Mimar, Bağımsız Araştırmacı

ORCID <https://orcid.org/0000-0003-4951-7716>

ozlemgeylani@gmail.com

Cite as/ Atıf: Geylani, Ö. (2026). Are There Economies of Scale in Publicly Funded Urban Renewal? An Analysis of TOKİ's Mega Projects in Istanbul / Kamu Kaynaklı Kentsel Dönüşümde Ölçek Ekonomisi Var mı? İstanbul'daki TOKİ Mega Projeleri Üzerinden Bir Analiz. *Turkish Studies – Economics, Finance, Politics*, 21(Ö1), 1097-1152. [Special Issues Dedicated to Prof. Dr. Mahmut Özer], Ankara Bilim University Publications. <https://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.83016>

Received/Geliş: 11 July/Temmuz 2025

Accepted/Kabul: 15 September/Eylül 2026

Published/Yayın: 20 September/Eylül 2026

Checked by plagiarism software



Öz: Büyük ölçekli konut programlarında standartlaşma, tekrarlı üretim, öğrenme etkileri ve toplu tedarikin çıktı arttıkça birim maliyetleri düşürebileceği varsayılmaktadır. Bununla birlikte, metropol ölçeğindeki kentsel dönüşüm uygulamalarında yıkımın etaplandırılması, yeniden yerleştirme gereksinimleri, parçalı mülkiyet yapısı, idari süreçlerdeki gecikmeler, kurumsal koordinasyon güçlükleri ve kısıtlı lojistik olanaklar ölçekten beklenen bu verimlilikleri zayıflatabilmektedir. Analiz birimi proje olup veri seti, Ocak 2026 itibarıyla TOKİ'nin 280 kentsel dönüşüm ve gelişim projesinden oluşan ulusal kaynak listesinde yer alan ve dâhil edilme ölçütlerini sağlayan İstanbul'daki 39 projenin tamamını kapsamaktadır. Dolayısıyla çalışma rastlantısal bir örnekleme değil, tam sayım niteliği taşıyan proje düzeyindeki gözlemlere dayanmaktadır. Bu gözlemler toplam 17.231 konutu ve 9.956.951.349 TL kayıtlı nominal toplam bedeli temsil etmektedir. Birim maliyet, kayıtlı nominal toplam bedelin konut sayısına bölünmesiyle hesaplanmıştır. Tüm projeler için doğrulanmış ihale veya sözleşme tarihleri bulunmadığından maliyetler reel hâle getirilmemiş, bulgular nominal bedeller üzerinden yorumlanmıştır. Fiziki gerçekleşme oranları uygulama durumunu betimlemek amacıyla kullanılmış; ancak doğrudan maliyet eskalasyonunun kanıtı olarak değerlendirilmemiştir. Ölçek ekonomileri, $\ln(\text{Birim Maliyet})$ değişkeninin $\ln(\text{Konut Sayısı})$ ve TOKİ proje kayıtlarının diziliminden türetilen Sıra değişkeniyle açıklandığı log-log OLS modeliyle sınanmıştır. İhale tarihi, sözleşme tarihi, takvim yılı veya resmî proje numarası niteliği taşımayan Sıra değişkeni yalnızca sınırlı bir sıralama göstergesi olarak kullanılmıştır. Proje ölçeği katsayısı negatif; ancak istatistiksel olarak anlamsızdır ($B = -0,119$; $p = 0,463$). Buna karşılık, Sıra değişkeni nominal birim maliyetle pozitif ilişkilidir ($B = 0,111$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,796$). Etkili gözlem ve doğrusal olmayan ölçek kontrolleri bu sonucu değiştirmemektedir. Bulgular, daha büyük projelerin nominal birim maliyetleri sistematik olarak düşürdüğünü gösteren istatistiksel bir kanıt ortaya koymamaktadır. Maliyet farklılıklarının proje ölçeğinden çok kaynak kayıt sıralaması, kapsam heterojenliği ve metropol içi uygulama karmaşıklığıyla ilişkili olduğu görülmektedir. Bu nedenle ihale ve bütçeleme süreçlerinde teslim süresi riski, kapsam bileşimi ve uygulama kısıtlarının birlikte dikkate alınması önem taşımaktadır.

Anahtar Kelimeler: Kentsel Dönüşüm, Ölçek Ekonomisi, Kamu Alımları, Nominal Birim Maliyet, İnşaat Maliyet Analizi.

Structured Abstract

Economies of scale are generally expected in large housing programmes because standardisation, repetitive production, bulk purchasing, and the distribution of fixed site costs across a larger output may reduce average unit cost. Metropolitan urban transformation, however, is carried out under more complex conditions than greenfield mass housing. Demolition, relocation, fragmented ownership, negotiations with rights holders, infrastructure works, restricted access, and multi-agency coordination may offset the efficiencies associated with larger project packages. Istanbul therefore offers a relevant setting in which to test whether project size is actually accompanied by lower unit cost.

This study examines whether project scale, measured by the number of housing units, is associated with a statistically significant decline in recorded nominal unit cost in publicly funded urban transformation and housing projects in Istanbul. It also considers nominal cost variation along the ordering of projects in TOKİ's public source records. This ordering is treated only as a source-record indicator; it does not represent tender date, contract date, calendar year, project duration, or inflation. The central question is whether larger projects display the unit-cost reduction expected under economies of scale within the observed Istanbul portfolio.

The research uses a quantitative, cross-sectional, observational, and correlational design based on secondary project-level data. The unit of analysis is the project. The dataset comprises all 39 Istanbul records that met the inclusion criteria in January 2026 within TOKİ's publicly accessible national list of 280 urban transformation and development projects. It is therefore a full enumeration of the eligible Istanbul records available at the time of data collection rather than a randomly selected sample. The projects account for 17,231 housing units and 9,956,951,349 TL in recorded nominal total value.

Recorded nominal unit cost was calculated by dividing each project's recorded nominal total value by its number of housing units. The resulting TL-per-housing-unit figure was used as a comparative project-level indicator. Since project packages may also include commercial units, social facilities, infrastructure, landscaping, demolition, and other components, it was not treated as a measure of housing construction cost alone. Verified tender or contract dates were not consistently available for all projects; monetary values were therefore analysed in nominal terms, without estimating a calendar-time or inflation effect.

Projects were grouped by physical realisation rate as 100%, 75%–99%, and below 75%, and their unit-cost distributions were compared with the Kruskal–Wallis test. Natural logarithms of unit cost and housing-unit count were used in the regression analysis. Two log-log OLS models were estimated in IBM SPSS Statistics. Model 1 included $\ln(\text{Housing Units})$, while Model 2 added Rank, an index preserving the relative ordering of the Istanbul projects in the source list and re-indexing them from 1 to 39.

The regression diagnostics covered multicollinearity, constant variance, residual normality, and potentially influential observations. Variance inflation factors were used to assess multicollinearity; the Breusch–Pagan and White tests were used to examine the constant-variance assumption; the Shapiro–Wilk and Jarque–Bera tests were used to evaluate residual normality; and Cook's distance and standardised residuals were used to screen potentially influential observations. Sensitivity analyses examined squared terms for scale and Rank, excluded projects with physical realisation below 10%, and re-estimated Model 2 after removing the two observations above the $4/n$ Cook's-distance screening threshold.

The Istanbul project portfolio shows substantial variation in recorded nominal unit cost. The arithmetic mean was 598,054.31 TL per housing unit, while the median was 233,778 TL. Values ranged from 23,384 TL to 2,868,182 TL per housing unit, and the interquartile range was 83,454–588,771.5 TL. The pronounced difference between the mean and median is consistent with a right-skewed distribution in which several high-unit-cost projects raise the portfolio average.

Median unit cost was 107,713.5 TL for projects with 100% physical realisation, 351,631 TL for projects in the 75%–99% group, and 274,824.5 TL for projects below 75%. The Kruskal–Wallis test indicated a statistically significant overall difference among the three unit-cost distributions, $H(2) = 10.703$, $p = 0.0047$. As no pairwise post hoc comparison was conducted, this result identifies an overall distributional difference but does not determine which specific pairs of groups differ. The finding was not interpreted as evidence that physical realisation has a causal effect on unit cost.

In Model 1, $\ln(\text{Housing Units})$ had a negative but statistically insignificant coefficient, $B = -0.193$, $t = -0.553$, $p = 0.583$. The model had negligible explanatory power, $R^2 = 0.008$, adjusted $R^2 = -0.019$, and was not statistically significant as a whole, $F(1, 37) = 0.306$, $p = 0.583$. Project scale alone therefore did not explain recorded nominal unit-cost variation at a statistically significant level.

Adding Rank in Model 2 increased the explanatory power substantially, $R^2 = 0.796$, adjusted $R^2 = 0.784$, $F(2, 36) = 70.160$, $p < 0.001$. Nevertheless, the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ remained negative and statistically insignificant, $B = -0.119$, $t = -0.741$, $p = 0.463$. Its 95% confidence interval, ranging from -0.444 to 0.206 , included zero. Rank was positive and statistically significant, $B = 0.111$, $t = 11.784$, $p < 0.001$, with a 95% confidence interval of 0.092 – 0.130 . This coefficient indicates systematic nominal unit-cost variation along the source-record ordering; it does not represent annual cost escalation, an inflation effect, or a causal period effect.

The Variance Inflation Factor (VIF) values were 1.002, indicating no material multicollinearity. The Breusch–Pagan and White tests did not reject the constant-variance assumption. The tests of residual normality produced mixed results: the Shapiro–Wilk test was statistically significant, $W = 0.930$, $p = 0.017$, whereas the Jarque–Bera test did not reject normality at the 5% significance level, $JB = 4.862$, $p = 0.088$. Two observations exceeded the Cook’s-distance screening threshold of $4/39 = 0.103$, but no standardised residual reached an absolute value of 3.

The squared $\ln(\text{Housing Units})$ term was statistically insignificant, $p = 0.522$, and therefore provided no evidence of a nonlinear scale effect. The squared Rank term was statistically significant, $p = 0.011$, suggesting that the association between source-record ordering and nominal unit cost may not be represented adequately by a strictly linear function. Accordingly, the linear Rank coefficient should not be read as a constant rate of change applying to every point in the source-record sequence.

The sensitivity checks preserved the main inference. After projects with physical realisation below 10% were excluded, the scale coefficient remained statistically insignificant, $B = -0.194$, $p = 0.222$, while Rank remained positive and significant, $B = 0.111$, $p < 0.001$, $R^2 = 0.816$. After the two observations exceeding the Cook’s-distance threshold were excluded, the scale coefficient again remained insignificant, $B = 0.045$, $p = 0.774$, and Rank remained positive and significant, $B = 0.113$, $p < 0.001$, $R^2 = 0.835$. Although the sign of the scale coefficient changed in the latter model, the central statistical conclusion remained unchanged.

The findings do not provide statistically significant support for the proposition that larger publicly funded urban transformation and housing projects systematically produce lower recorded nominal unit costs in the observed Istanbul portfolio. This conclusion remains unchanged across the alternative specifications and sensitivity checks. Housing-unit count, when considered on its own, is therefore not a sufficient indicator of cost efficiency in this project setting.

The association between Rank and nominal unit cost must be interpreted within the limits of the variable. It shows that recorded costs vary systematically across the source-record sequence, but it does not establish a calendar-time trend, an inflation rate, or a causal period effect. The observed cost heterogeneity should instead be assessed together with differences in project scope and the implementation demands of dense metropolitan areas.

For procurement packaging and budgeting, the findings support evaluating housing-unit count together with demolition and infrastructure obligations, logistical manageability, access conditions, stakeholder coordination, and the composition of project packages. Rather than assuming that the largest possible package is inherently the most efficient, public authorities may favour project scopes that preserve potential scale advantages while remaining administratively and logistically manageable. By examining all eligible Istanbul records at project level, the study provides an empirical basis for assessing scale and recorded cost behaviour in publicly funded metropolitan urban transformation.

Keywords: Urban Transformation, Economies of Scale, Public Procurement, Nominal Unit Cost, Construction Cost Analysis.

www.turkishstudies.net/economy

لم يرفض الطبيعة عند مستوى الدلالة 5٪، حيث Jarque-Bera في حين أن اختبار $p = 0.017$ ، $W = 0.930$ إحصائية، حيث بلغت قيمة تجاوزت ملاحظتان عتبة فحص مسافة كوك البالغة $4/39 = 0.103$ ، لكن لم يصل أي متبقي معياري $p = 0.088$ ، $JB = 4.862$ بلغت قيمة إلى القيمة المطلقة 3.

وبالتالي لم يقدم أي دليل على وجود تأثير مقياس غير $p = 0.522$ ، (وحدات السكن) غير ذي دلالة إحصائية $\ln$ كان مصطلح مربع مما يشير إلى أن الارتباط بين ترتيب السجلات المصدرية والتكلفة $p = 0.011$ ، خطي. كان مصطلح «الترتيب» المربع ذا دلالة إحصائية الاسمية للوحدة قد لا يتم تمثيله بشكل كافٍ بواسطة دالة خطية بحتة. وبناءً على ذلك، لا ينبغي تفسير معامل «الترتيب» الخطي على أنه معدل ثابت للتغير ينطبق على كل نقطة في تسلسل السجلات المصدرية.

حافظت اختبارات الحساسية على الاستنتاج الرئيسي. بعد استبعاد المشاريع التي كان معدل التنفيذ الفعلي فيها أقل من 10٪، ظل $p < 0.111$ ، $B = 0.111$ ، بينما ظل «الترتيب» موجباً وذو دلالة إحصائية $p = 0.222$ ، $B = -0.194$ ، معامل الحجم غير ذي دلالة إحصائية $B = 0.001$ ، وبعد استبعاد الملاحظتين اللتين تجاوزتا عتبة مسافة كوك، ظل معامل الحجم مرة أخرى غير ذي دلالة إحصائية $R^2 = 0.816$ ، $R^2 = 0.835$ ، $p < 0.001$ ، $B = 0.113$ ، وظل الترتيب موجباً وذو دلالة إحصائية $p = 0.774$ ، $p = 0.045$ ، معامل الحجم في النموذج الأخير، ظل الاستنتاج الإحصائي الرئيسي دون تغيير.

لا تقدم النتائج دعماً ذا دلالة إحصائية للفرضية القائلة بأن مشاريع التحول الحضري والإسكان الكبيرة الممولة من القطاع العام تؤدي بشكل منهجي إلى تكاليف وحدة اسمية مسجلة أقل في محفظة اسطنبول قيد الدراسة. ويظل هذا الاستنتاج دون تغيير عبر الموصفات البديلة واختبارات الحساسية. وبالتالي، فإن عدد الوحدات السكنية، عند النظر إليه بمفرده، لا يُعد مؤشراً كافياً لكفاءة التكلفة في سياق هذا المشروع.

يجب تفسير الارتباط بين «الرتبة» والتكلفة الاسمية للوحدة في حدود المتغير نفسه. فهي تُظهر أن التكاليف المسجلة تتباين بشكل منهجي عبر تسلسل السجلات المصدرية، لكنها لا تحدد اتجاهها زمنياً تقويمياً، أو معدل تضخم، أو تأثيراً سببياً مرتبطاً بالفترة الزمنية. وبدلاً من ذلك، ينبغي تقييم التباين الملحوظ في التكاليف جنباً إلى جنب مع الاختلافات في نطاق المشروع ومتطلبات التنفيذ في المناطق الحضرية المكتظة بالسكان.

فيما يتعلق بتجميع عقود الشراء ووضع الميزانية، تدعم النتائج تقييم عدد الوحدات السكنية جنباً إلى جنب مع التزامات الهدم والبنية التحتية، وقابلية الإدارة اللوجستية، وظروف الوصول، والتنسيق بين أصحاب المصلحة، وتكوين حزم المشاريع. بدلاً من افتراض أن الحزمة الأكبر الممكنة هي بطبيعتها الأكثر كفاءة، قد تفضل السلطات العامة نطاقات المشاريع التي تحافظ على مزايا الحجم المحتملة مع البقاء قابلة للإدارة من الناحيتين الإدارية واللوجستية. من خلال فحص جميع السجلات المؤهلة في اسطنبول على مستوى المشروع، توفر الدراسة أساساً تجريبيّاً لتقييم الحجم وسلوك التكاليف المسجلة في التحول الحضري للمدن الكبرى الممولة من القطاع العام.

الكلمات المفتاحية: التحول الحضري، وفورات الحجم، المشتريات العامة، التكلفة الاسمية للوحدة، تحليل تكاليف البناء.

Résumé Structuré

On s'attend généralement à réaliser des économies d'échelle dans le cadre de grands programmes de logement, car la standardisation, la production répétitive, les achats en gros et la répartition des coûts fixes de chantier sur un volume de production plus important peuvent réduire le coût unitaire moyen. La transformation urbaine métropolitaine s'effectue toutefois dans des conditions plus complexes que la construction de logements en masse sur des terrains vierges. La démolition, la relogement, la fragmentation de la propriété, les négociations avec les titulaires de droits, les travaux d'infrastructure, les accès restreints et la coordination entre plusieurs organismes peuvent contrebalancer les gains d'efficacité associés aux projets de grande envergure. Istanbul offre donc un cadre pertinent pour vérifier si la taille d'un projet s'accompagne effectivement d'un coût unitaire plus faible.

Cette étude examine si l'échelle des projets, mesurée par le nombre de logements, est associée à une baisse statistiquement significative du coût unitaire nominal enregistré dans les projets de transformation urbaine et de logement financés par des fonds publics à Istanbul. Elle examine également la variation des coûts nominaux en fonction de l'ordre d'apparition des projets dans les registres publics de la TOKİ. Cet ordre est considéré uniquement comme un indicateur issu des registres ; il ne correspond ni à la date d'appel d'offres, ni à la date de signature du contrat, ni à l'année civile, ni à la durée du projet, ni à l'inflation. La question centrale est de savoir si les projets de plus grande envergure présentent la réduction des coûts unitaires attendue en vertu des économies d'échelle au sein du portefeuille observé à Istanbul.

La recherche utilise une méthodologie quantitative, transversale, observationnelle et corrélative, fondée sur des données secondaires au niveau des projets. L'unité d'analyse est le projet. L'ensemble de données comprend les 39 dossiers d'Istanbul qui répondaient aux critères d'inclusion en janvier 2026, issus de la liste nationale accessible au public de la TOKİ comprenant 280 projets de transformation et de développement urbains. Il s'agit donc d'un recensement exhaustif des dossiers éligibles d'Istanbul disponibles.

au moment de la collecte des données, et non d'un échantillon sélectionné de manière aléatoire. Les projets représentent 17 231 logements et une valeur nominale totale enregistrée de 9 956 951 349 TL.

Le coût unitaire nominal enregistré a été calculé en divisant la valeur nominale totale enregistrée de chaque projet par son nombre de logements. Le chiffre obtenu en TL par logement a été utilisé comme indicateur comparatif au niveau des projets. Étant donné que les lots de projets peuvent également inclure des locaux commerciaux, des équipements sociaux, des infrastructures, des aménagements paysagers, des travaux de démolition et d'autres éléments, ce chiffre n'a pas été considéré comme une mesure du seul coût de construction des logements. Les dates vérifiées d'appel d'offres ou de signature des contrats n'étaient pas systématiquement disponibles pour tous les projets ; les valeurs monétaires ont donc été analysées en termes nominaux, sans estimation de l'effet du temps civil ni de l'inflation.

Les projets ont été regroupés en fonction de leur taux de réalisation physique : 100 %, 75 %–99 % et moins de 75 %, et la répartition de leurs coûts unitaires a été comparée à l'aide du test de Kruskal-Wallis. Les logarithmes naturels du coût unitaire et du nombre de logements ont été utilisés dans l'analyse de régression. Deux modèles OLS log-log ont été estimés dans IBM SPSS Statistics. Le modèle 1 incluait $\ln(\text{logements})$, tandis que le modèle 2 ajoutait le « rang », un indice préservant l'ordre relatif des projets d'Istanbul dans la liste source et les réindexant de 1 à 39.

Les diagnostics de régression ont porté sur la multicolinéarité, la variance constante, la normalité des résidus et les observations potentiellement influentes. Les facteurs d'inflation de la variance ont été utilisés pour évaluer la multicolinéarité ; les tests de Breusch-Pagan et de White ont servi à vérifier l'hypothèse de variance constante ; les tests de Shapiro-Wilk et de Jarque-Bera ont permis d'évaluer la normalité des résidus ; enfin, la distance de Cook et les résidus standardisés ont été utilisés pour détecter les observations potentiellement influentes. Des analyses de sensibilité ont examiné les termes au carré pour l'échelle et le rang, ont exclu les projets dont la réalisation physique était inférieure à 10 %, et ont réestimé le modèle 2 après avoir supprimé les deux observations dépassant le seuil de sélection de $4/n$ de la distance de Cook.

Le portefeuille de projets d'Istanbul présente une variation substantielle du coût unitaire nominal enregistré. La moyenne arithmétique s'élevait à 598 054,31 TL par logement, tandis que la médiane était de 233 778 TL. Les valeurs variaient de 23 384 TL à 2 868 182 TL par logement, et l'écart interquartile était compris entre 83 454 et 588 771,5 TL. La différence marquée entre la moyenne et la médiane correspond à une distribution asymétrique vers la droite, dans laquelle plusieurs projets à coût unitaire élevé font grimper la moyenne du portefeuille.

Le coût unitaire médian s'élevait à 107 713,5 TL pour les projets ayant atteint 100 % de réalisation physique, à 351 631 TL pour ceux se situant dans la fourchette de 75 % à 99 %, et à 274 824,5 TL pour les projets en dessous de 75 %. Le test de Kruskal-Wallis a mis en évidence une différence globale statistiquement significative entre les trois distributions des coûts unitaires, $H(2) = 10,703$, $p = 0,0047$. Aucune comparaison post hoc par paires n'ayant été effectuée, ce résultat met en évidence une différence globale de distribution mais ne permet pas de déterminer quelles paires spécifiques de groupes diffèrent. Ce résultat n'a pas été interprété comme une preuve que le taux de réalisation physique a un effet causal sur le coût unitaire.

Dans le modèle 1, $\ln(\text{logements})$ présentait un coefficient négatif mais statistiquement non significatif, $B = -0,193$, $t = -0,553$, $p = 0,583$. Le modèle présentait un pouvoir explicatif négligeable, $R^2 = 0,008$, R^2 ajusté $= -0,019$, et n'était pas statistiquement significatif dans son ensemble, $F(1, 37) = 0,306$, $p = 0,583$. L'échelle du projet à elle seule n'expliquait donc pas la variation nominale du coût unitaire observée à un niveau statistiquement significatif.

L'ajout du rang dans le modèle 2 a considérablement accru le pouvoir explicatif, $R^2 = 0,796$, R^2 ajusté $= 0,784$, $F(2, 36) = 70,160$, $p < 0,001$. Néanmoins, le coefficient de $\ln(\text{unités de logement})$ est resté négatif et statistiquement non significatif, $B = -0,119$, $t = -0,741$, $p = 0,463$. Son intervalle de confiance à 95 %, compris entre $-0,444$ et $0,206$, incluait zéro. Le rang était positif et statistiquement significatif, $B = 0,111$, $t = 11,784$, $p < 0,001$, avec un intervalle de confiance à 95 % compris entre $0,092$ et $0,130$. Ce coefficient indique une variation systématique du coût unitaire nominal en fonction de l'ordre chronologique des enregistrements ; il ne représente pas une hausse annuelle des coûts, un effet d'inflation ou un effet de période causal.

Les valeurs du facteur d'inflation de la variance (VIF) s'élevaient à 1,002, ce qui indique l'absence de multicolinéarité significative. Les tests de Breusch-Pagan et de White n'ont pas rejeté l'hypothèse de

variance constante. Les tests de normalité des résidus ont donné des résultats mitigés : le test de Shapiro-Wilk était statistiquement significatif, $W = 0,930$, $p = 0,017$, tandis que le test de Jarque-Bera n'a pas rejeté la normalité au niveau de signification de 5 %, $JB = 4,862$, $p = 0,088$. Deux observations ont dépassé le seuil de dépistage de la distance de Cook, fixé à $4/39 = 0,103$, mais aucun résidu standardisé n'a atteint une valeur absolue de 3.

Le terme « ln(unités de logement) au carré » n'était pas statistiquement significatif, $p = 0,522$, et n'apportait donc aucune preuve d'un effet d'échelle non linéaire. Le terme « rang » au carré était statistiquement significatif, $p = 0,011$, ce qui suggère que l'association entre l'ordre des enregistrements sources et le coût unitaire nominal pourrait ne pas être représentée de manière adéquate par une fonction strictement linéaire. Par conséquent, le coefficient linéaire du rang ne doit pas être interprété comme un taux de variation constant s'appliquant à chaque point de la séquence des enregistrements sources.

Les tests de sensibilité ont confirmé la conclusion principale. Après exclusion des projets dont le taux de réalisation physique était inférieur à 10 %, le coefficient d'échelle est resté statistiquement non significatif, $B = -0,194$, $p = 0,222$, tandis que le terme de rang est resté positif et significatif, $B = 0,111$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,816$. Après exclusion des deux observations dépassant le seuil de distance de Cook, le coefficient d'échelle est resté à nouveau non significatif, $B = 0,045$, $p = 0,774$, et le coefficient de rang est resté positif et significatif, $B = 0,113$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,835$. Bien que le signe du coefficient d'échelle ait changé dans ce dernier modèle, la conclusion statistique principale est restée inchangée.

Ces résultats n'apportent pas de soutien statistiquement significatif à l'hypothèse selon laquelle les projets de transformation urbaine et de logement de plus grande envergure, financés par des fonds publics, produisent systématiquement des coûts unitaires nominaux enregistrés plus faibles dans le portefeuille d'Istanbul observé. Cette conclusion reste inchangée quelle que soit la spécification alternative ou les tests de sensibilité. Le nombre de logements, lorsqu'il est considéré isolément, ne constitue donc pas un indicateur suffisant de la rentabilité dans le contexte de ces projets.

La relation entre le rang et le coût unitaire nominal doit être interprétée dans les limites de la variable. Elle montre que les coûts enregistrés varient systématiquement tout au long de la séquence des enregistrements sources, mais elle n'établit pas de tendance temporelle, de taux d'inflation ni d'effet causal lié à la période. L'hétérogénéité des coûts observée devrait plutôt être évaluée conjointement avec les différences de portée des projets et les exigences de mise en œuvre propres aux zones métropolitaines denses.

En matière de regroupement des marchés et de budgétisation, les résultats plaident en faveur d'une évaluation du nombre de logements en tenant compte des obligations de démolition et d'infrastructures, de la faisabilité logistique, des conditions d'accès, de la coordination des parties prenantes et de la composition des lots de projet. Plutôt que de partir du principe que le lot le plus vaste possible est intrinsèquement le plus efficace, les pouvoirs publics pourraient privilégier des portées de projet qui préservent les avantages d'échelle potentiels tout en restant gérables sur le plan administratif et logistique. En examinant l'ensemble des dossiers éligibles d'Istanbul au niveau des projets, l'étude fournit une base empirique pour évaluer l'échelle et le comportement des coûts enregistrés dans le cadre de la transformation urbaine métropolitaine financée par des fonds publics.

Mots-clés: Transformation urbaine, Économies d'échelle, Marchés publics, Coût unitaire nominal, Analyse des coûts de construction.

Resumen Estructurado

Por lo general, se espera que los grandes programas de vivienda generen economías de escala, ya que la estandarización, la producción repetitiva, la compra al por mayor y el reparto de los costes fijos de obra entre un mayor volumen de producción pueden reducir el coste unitario medio. Sin embargo, la transformación urbana metropolitana se lleva a cabo en condiciones más complejas que la construcción de viviendas en masa en terrenos vírgenes. La demolición, el realojamiento, la fragmentación de la propiedad, las negociaciones con los titulares de derechos, las obras de infraestructura, el acceso restringido y la coordinación entre múltiples organismos pueden contrarrestar las eficiencias asociadas a los paquetes de proyectos de mayor envergadura. Estambul ofrece, por lo tanto, un contexto relevante en el que comprobar si el tamaño del proyecto va realmente acompañado de un menor coste unitario.

Este estudio examina si la escala del proyecto, medida por el número de viviendas, está asociada a una disminución estadísticamente significativa del coste unitario nominal registrado en los proyectos de transformación urbana y de vivienda financiados con fondos públicos en Estambul. También analiza la variación del coste nominal según el orden de los proyectos en los registros de fuentes públicas de TOKİ. Este orden se considera únicamente como un indicador de los registros de origen; no representa la fecha de licitación, la fecha del contrato, el año natural, la duración del proyecto ni la inflación. La cuestión central es si los proyectos de mayor envergadura muestran la reducción del coste unitario esperada en virtud de las economías de escala dentro de la cartera observada en Estambul.

La investigación utiliza un diseño cuantitativo, transversal, observacional y correlacional basado en datos secundarios a nivel de proyecto. La unidad de análisis es el proyecto. El conjunto de datos comprende los 39 registros de Estambul que cumplían los criterios de inclusión en enero de 2026 dentro de la lista nacional de acceso público de TOKİ, que incluye 280 proyectos de transformación y desarrollo urbano. Se trata, por tanto, de un recuento exhaustivo de los registros de Estambul elegibles disponibles en el momento de la recopilación de datos, y no de una muestra seleccionada aleatoriamente. Los proyectos suman 17 231 viviendas y un valor total nominal registrado de 9 956 951 349 TL.

El coste unitario nominal registrado se calculó dividiendo el valor total nominal registrado de cada proyecto entre su número de viviendas. La cifra resultante en TL por unidad de vivienda se utilizó como indicador comparativo a nivel de proyecto. Dado que los paquetes de proyectos también pueden incluir locales comerciales, equipamientos sociales, infraestructuras, paisajismo, demoliciones y otros componentes, no se consideró únicamente como una medida del coste de construcción de viviendas. No se disponía de forma sistemática de fechas verificadas de licitación o de contrato para todos los proyectos; por lo tanto, los valores monetarios se analizaron en términos nominales, sin estimar el efecto del tiempo calendario ni de la inflación.

Los proyectos se agruparon según su tasa de ejecución física en 100 %, 75 %–99 % e inferior al 75 %, y se compararon las distribuciones de sus costes unitarios mediante la prueba de Kruskal-Wallis. En el análisis de regresión se utilizaron los logaritmos naturales del coste unitario y del número de viviendas. Se estimaron dos modelos OLS log-log en IBM SPSS Statistics. El modelo 1 incluía $\ln(\text{unidades de vivienda})$, mientras que el modelo 2 añadía «Rango», un índice que conservaba el orden relativo de los proyectos de Estambul en la lista de origen y los reindexaba del 1 al 39.

Los diagnósticos de regresión abarcaron la multicolinealidad, la varianza constante, la normalidad de los residuos y las observaciones potencialmente influyentes. Se utilizaron factores de inflación de la varianza para evaluar la multicolinealidad; las pruebas de Breusch-Pagan y de White para examinar la hipótesis de varianza constante; las pruebas de Shapiro-Wilk y de Jarque-Bera para evaluar la normalidad de los residuos; y la distancia de Cook y los residuos estandarizados para detectar observaciones potencialmente influyentes. Los análisis de sensibilidad examinaron los términos al cuadrado para la escala y el rango, excluyeron los proyectos con una ejecución física inferior al 10 % y reestimaron el Modelo 2 tras eliminar las dos observaciones por encima del umbral de selección de la distancia de Cook de $4/n$.

La cartera de proyectos de Estambul muestra una variación sustancial en el coste unitario nominal registrado. La media aritmética fue de 598 054,31 TL por unidad de vivienda, mientras que la mediana fue de 233 778 TL. Los valores oscilaron entre 23 384 TL y 2 868 182 TL por unidad de vivienda, y el rango intercuartílico fue de 83 454 a 588 771,5 TL. La marcada diferencia entre la media y la mediana concuerda con una distribución asimétrica a la derecha, en la que varios proyectos con un coste unitario elevado elevan la media de la cartera.

El coste unitario mediano fue de 107 713,5 TL para los proyectos con una ejecución física del 100 %, de 351 631 TL para los proyectos del grupo del 75 % al 99 %, y de 274 824,5 TL para los proyectos por debajo del 75 %. La prueba de Kruskal-Wallis indicó una diferencia global estadísticamente significativa entre las tres distribuciones de costes unitarios, $H(2) = 10,703$, $p = 0,0047$. Dado que no se realizó ninguna comparación post hoc por pares, este resultado identifica una diferencia distributiva global, pero no determina qué pares específicos de grupos difieren. Este hallazgo no se interpretó como una prueba de que la realización física tenga un efecto causal sobre el coste unitario.

En el Modelo 1, $\ln(\text{Unidades de vivienda})$ presentó un coeficiente negativo, aunque estadísticamente no significativo: $B = -0,193$, $t = -0,553$, $p = 0,583$. El modelo tenía un poder explicativo insignificante, $R^2 = 0,008$, R^2 ajustado = $-0,019$, y no era estadísticamente significativo en su conjunto, $F(1, 37) = 0,306$, $p = 0,583$.

Por lo tanto, la escala del proyecto por sí sola no explicaba la variación nominal del coste unitario registrada a un nivel estadísticamente significativo.

La inclusión de la clasificación en el modelo 2 aumentó sustancialmente el poder explicativo: $R^2 = 0,796$; R^2 ajustado = 0,784; $F(2, 36) = 70,160$; $p < 0,001$. No obstante, el coeficiente de $\ln(\text{unidades de vivienda})$ siguió siendo negativo y estadísticamente insignificante: $B = -0,119$, $t = -0,741$, $p = 0,463$. Su intervalo de confianza del 95 %, que oscilaba entre $-0,444$ y $0,206$, incluía el cero. El coeficiente de rango fue positivo y estadísticamente significativo, $B = 0,111$, $t = 11,784$, $p < 0,001$, con un intervalo de confianza del 95 % de $0,092-0,130$. Este coeficiente indica una variación sistemática del coste unitario nominal a lo largo del orden de los registros de origen; no representa un aumento anual de los costes, un efecto de inflación ni un efecto causal del período.

Los valores del factor de inflación de la varianza (VIF) fueron de 1,002, lo que indica que no existe multicolinealidad significativa. Las pruebas de Breusch-Pagan y White no rechazaron la hipótesis de varianza constante. Las pruebas de normalidad de los residuos arrojaron resultados dispares: la prueba de Shapiro-Wilk fue estadísticamente significativa, $W = 0,930$, $p = 0,017$, mientras que la prueba de Jarque-Bera no rechazó la normalidad al nivel de significación del 5 %, $JB = 4,862$, $p = 0,088$. Dos observaciones superaron el umbral de selección de la distancia de Cook de $4/39 = 0,103$, pero ningún residuo estandarizado alcanzó un valor absoluto de 3,

El término $\ln(\text{unidades de vivienda})$ al cuadrado no fue estadísticamente significativo, $p = 0,522$, por lo que no aportó pruebas de un efecto de escala no lineal. El término «Rango al cuadrado» fue estadísticamente significativo, $p = 0,011$, lo que sugiere que la asociación entre el orden de los registros de origen y el coste unitario nominal podría no estar representada adecuadamente por una función estrictamente lineal. En consecuencia, el coeficiente lineal de «Rango» no debe interpretarse como una tasa de variación constante aplicable a todos los puntos de la secuencia de registros de origen.

Las pruebas de sensibilidad confirmaron la inferencia principal. Tras excluir los proyectos con una realización física inferior al 10 %, el coeficiente de escala siguió siendo estadísticamente insignificante, $B = -0,194$, $p = 0,222$, mientras que el coeficiente de rango se mantuvo positivo y significativo, $B = 0,111$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,816$. Tras excluir las dos observaciones que superaban el umbral de la distancia de Cook, el coeficiente de escala volvió a ser insignificante, $B = 0,045$, $p = 0,774$, y el coeficiente de rango se mantuvo positivo y significativo, $B = 0,113$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,835$. Aunque el signo del coeficiente de escala cambió en este último modelo, la conclusión estadística principal se mantuvo sin cambios.

Los resultados no aportan un respaldo estadísticamente significativo a la hipótesis de que los proyectos de transformación urbana y de vivienda de mayor envergadura, financiados con fondos públicos, generen sistemáticamente unos costes unitarios nominales registrados más bajos en la cartera observada de Estambul. Esta conclusión se mantiene inalterada en todas las especificaciones alternativas y pruebas de sensibilidad. Por lo tanto, el número de viviendas, considerado por sí solo, no es un indicador suficiente de la eficiencia en términos de costes en el contexto de estos proyectos.

La asociación entre el rango y el coste unitario nominal debe interpretarse dentro de los límites de la variable. Muestra que los costes registrados varían sistemáticamente a lo largo de la secuencia de registros de origen, pero no establece una tendencia temporal, una tasa de inflación ni un efecto causal del período. La heterogeneidad de costes observada debería evaluarse, en cambio, junto con las diferencias en el alcance de los proyectos y las exigencias de ejecución propias de las áreas metropolitanas densamente pobladas.

En lo que respecta a la agrupación de contratos y la elaboración de presupuestos, los resultados respaldan la evaluación del número de viviendas junto con las obligaciones de demolición e infraestructura, la viabilidad logística, las condiciones de acceso, la coordinación de las partes interesadas y la composición de los paquetes de proyectos. En lugar de dar por sentado que el paquete más amplio posible es intrínsecamente el más eficiente, las autoridades públicas podrían dar preferencia a alcances de proyecto que preserven las posibles ventajas de escala sin dejar de ser gestionables desde el punto de vista administrativo y logístico. Al examinar todos los registros de Estambul que cumplen los requisitos a nivel de proyecto, el estudio proporciona una base empírica para evaluar la escala y el comportamiento de los costes registrados en la transformación urbana metropolitana financiada con fondos públicos.

Palabras clave: Transformación urbana, economías de escala, contratación pública, coste unitario nominal, análisis de costes de construcción.

结构化摘要

通常认为,大型住房项目能够实现规模经济,因为标准化、重复生产、批量采购以及将固定场地成本分摊到更大的产出量上,均可降低平均单位成本。然而,大都市区的城市更新项目所处的实施条件,比绿地大规模住房项目更为复杂。拆除、搬迁、产权分散、与权益人协商、基础设施建设、通行受限以及多部门协调等因素,可能会抵消大型项目包所带来的效率优势。因此,伊斯坦布尔提供了一个相关的研究场景,可用于检验项目规模是否确实伴随着单位成本的降低。

本研究考察了以住房单元数量衡量的项目规模,是否与伊斯坦布尔公共资金支持的城市改造和住房项目中记录的名义单位成本的统计显著下降相关。研究还考察了土耳其住房开发署(TOKİ)公共来源记录中项目排序所对应的名义成本变化。该排序仅作为来源记录的指标;它并不代表招标日期、合同日期、日历年、项目周期或通货膨胀率。核心问题在于:在所观察的伊斯坦布尔项目组合中,规模较大的项目是否表现出规模经济预期下的单位成本下降。

本研究基于项目层面的二手数据,采用定量、横断面、观察性和相关性研究设计。分析单位为项目。数据集包含TOKİ公开的国家清单中280个城市改造与开发项目,其中截至2026年1月符合纳入标准的39个伊斯坦布尔项目记录。因此,这并非随机抽样,而是对数据收集时可获取的符合条件的伊斯坦布尔项目记录进行的全面普查。这些项目共计17,231套住房单元,记录的名义总价值为9,956,951,349土耳其里拉。

记录的名义单位成本是通过将每个项目的记录名义总价值除以其住房单元数量计算得出的。由此得出的“每套住房单位土耳其里拉”数值被用作项目层面的比较指标。由于项目包中可能还包含商业单元、社会设施、基础设施、景观美化、拆除及其他组成部分,因此该指标并非仅作为住房建设成本的衡量标准。并非所有项目都能提供经核实的招标或合同日期;因此,货币价值的分析均采用名义值,未估算日历时间或通货膨胀的影响。

项目按实体完成率分为100%、75%–99%和低于75%三组,并采用克鲁斯卡尔-瓦利斯检验(Kruskal–Wallis test)对其单位成本分布进行比较。回归分析中使用了单位成本和住房单元数量的自然对数。在IBM SPSS Statistics中估算了两个对数-对数普通最小二乘(OLS)模型。模型1包含 $\ln(\text{住房单元数})$,而模型2增加了“排名”变量——该指标保留了源列表中伊斯坦布尔项目的相对顺序,并将其重新编号为1至39。

回归诊断涵盖了多重共线性、方差恒定性、残差正态性以及潜在有影响的观测值。采用方差膨胀因子评估多重共线性;使用布魯什-帕根(Breusch–Pagan)和怀特(White)检验检验方差恒定性假设;采用夏皮罗-威尔克(Shapiro–Wilk)和贾克-贝拉(Jarque–Bera)检验评估残差正态性;并利用库克距离(Cook's distance)和标准化残差筛选潜在有影响的观测值。敏感性分析考察了规模和排名的平方项,排除了实体实施率低于10%的项目,并在剔除两个超过 $4/n$ 库克距离筛选阈值的观测值后,对模型2进行了重新估计。

伊斯坦布尔项目组合中记录的名义单位成本存在显著差异。算术平均值为每套住房598,054.31土耳其里拉,中位数为233,778土耳其里拉。每套住房单元的数值范围为23,384 TL至2,868,182 TL,四分位距为83,454–588,771.5 TL。均值与中位数之间的显著差异表明该分布呈右偏态,其中若干高单价项目拉高了项目组合的平均值。

对于实体建设完成率达100%的项目,单位成本中位数为107,713.5 TL;对于完成率在75%–99%之间的项目,中位数为351,631 TL;而对于完成率低于75%的项目,中位数为274,824.5 TL。克鲁斯卡尔-瓦利斯检验表明,这三种单位成本分布之间存在统计学上的显著差异, $H(2) = 10.703$, $p =$

0.0047。由于未进行成对的事后比较，该结果仅表明总体分布存在差异，但无法确定哪些具体组别之间存在差异。该发现并未被解释为实物完成率对单位成本具有因果影响的证据。

在模型1中， $\ln(\text{住房单位数})$ 的系数为负值，但统计上不显著， $B = -0.193$ ， $t = -0.553$ ， $p = 0.583$ 。该模型的解释力微乎其微， $R^2 = 0.008$ ，调整后 $R^2 = -0.019$ ，且整体上不具有统计显著性， $F(1, 37) = 0.306$ ， $p = 0.583$ 。因此，仅凭项目规模无法在统计显著的水平上解释记录到的名义单位成本变异。

在模型2中加入“排名”变量后，解释力显著提高， $R^2 = 0.796$ ，调整后 $R^2 = 0.784$ ， $F(2, 36) = 70.160$ ， $p < 0.001$ 。尽管如此， $\ln(\text{住房单位数})$ 的系数仍为负值且在统计上不显著， $B = -0.119$ ， $t = -0.741$ ， $p = 0.463$ 。其95%置信区间为-0.444至0.206，包含零。“排名”系数为正且在统计上显著， $B = 0.111$ ， $t = 11.784$ ， $p < 0.001$ ，其95%置信区间为0.092–0.130。该系数表明，名义单位成本沿来源记录排序存在系统性变化；它并不代表年度成本上涨、通货膨胀效应或因果时期效应。

方差膨胀因子（VIF）值为1.002，表明不存在显著的多重共线性。布鲁什-帕根（Breusch-Pagan）和怀特（White）检验均未拒绝方差恒定假设。残差正态性检验结果不一：夏皮罗-威尔克（Shapiro-Wilk）检验具有统计学显著性， $W = 0.930$ ， $p = 0.017$ ；而贾克-贝拉（Jarque-Bera）检验在5%显著性水平下未拒绝正态性假设， $JB = 4.862$ ， $p = 0.088$ 。有两个观测值超过了库克距离（Cook's distance）筛选阈值 $4/39 = 0.103$ ，但没有标准化残差的绝对值达到3。

对数住房单位数的平方项在统计上不显著（ $p = 0.522$ ），因此未提供非线性规模效应的证据。“排名”平方项在统计上显著（ $p = 0.011$ ），这表明源记录排序与名义单位成本之间的关联可能无法通过严格的线性函数充分描述。因此，线性“排名”系数不应被解读为适用于源记录序列中每个点的恒定变化率。

敏感性分析结果支持了主要推论。在排除实际完成率低于10%的项目后，规模系数仍无统计学意义（ $B = -0.194$ ， $p = 0.222$ ），而秩系数仍为正且显著（ $B = 0.111$ ， $p < 0.001$ ， $R^2 = 0.816$ ）。在排除两个超过库克距离阈值的观测值后，规模系数再次不显著， $B = 0.045$ ， $p = 0.774$ ；而排名系数仍为正且显著， $B = 0.113$ ， $p < 0.001$ ， $R^2 = 0.835$ 。尽管在后一种模型中规模系数的符号发生了变化，但核心统计结论保持不变。

研究结果并未在统计上显著支持以下论点：在所观察的伊斯坦布尔项目组合中，规模更大的公共资助城市改造和住房项目会系统性地产生较低的记录名义单位成本。这一结论在各种替代模型和敏感性分析中均保持不变。因此，仅考虑住房单元数量本身，并不能充分反映该项目背景下的成本效率。

排名与名义单位成本之间的关联必须在该变量的限制范围内进行解读。研究表明，记录的成本在来源记录序列中存在系统性差异，但这并不能证明存在日历时间趋势、通货膨胀率或因果性的时期效应。相反，应结合项目范围的差异以及大都市区实施要求的不同，来评估所观察到的成本异质性。

在采购分包和预算编制方面，研究结果支持将住房单元数量与拆除和基础设施义务、后勤可管理性、通行条件、利益相关方协调以及项目包的构成一并进行评估。公共主管部门不应假设规模最大的项目包必然最具效率，而应倾向于选择既能保持潜在规模效益，又在行政和物流管理上可控的项目范围。通过项目层面分析伊斯坦布尔所有符合条件的记录，本研究为评估公共资金支持的大都市区城市改造中的规模效应及记录成本行为提供了实证依据。

关键词：城市改造、规模经济、公共采购、名义单位成本、建筑成本分析。

Структурированное Резюме

Как правило, в крупных жилищных программах ожидается получение эффекта масштаба, поскольку стандартизация, серийное производство, оптовые закупки и распределение фиксированных затрат на строительную площадку на более крупный объем производства могут снизить среднюю удельную стоимость. Однако преобразование городских агломераций осуществляется в более сложных условиях, чем массовое жилищное строительство на «зеленом поле». Снос зданий, переселение жителей, фрагментированность прав собственности, переговоры с правообладателями, инфраструктурные работы, ограниченный доступ и необходимость координации действий нескольких ведомств могут нивелировать эффект от увеличения масштаба проекта. Таким образом, Стамбул представляет собой подходящую площадку для проверки того, действительно ли увеличение масштаба проекта сопровождается снижением удельной стоимости.

В данном исследовании анализируется, связана ли масштабность проекта, измеряемая количеством жилых единиц, со статистически значимым снижением зарегистрированной номинальной удельной стоимости в финансируемых из государственного бюджета проектах городской трансформации и жилищного строительства в Стамбуле. Также рассматриваются колебания номинальной стоимости в зависимости от порядка проектов в отчетах TOKİ, составленных на основе данных из открытых источников. Этот порядок рассматривается исключительно как индикатор источника данных; он не отражает дату проведения тендера, дату заключения контракта, календарный год, продолжительность проекта или уровень инфляции. Основной вопрос заключается в том, демонстрируют ли более крупные проекты снижение удельной стоимости, ожидаемое в рамках эффекта масштаба, в рамках наблюдаемого портфеля проектов в Стамбуле.

В исследовании используется количественный, кросс-секционный, наблюдательный и корреляционный подход, основанный на вторичных данных на уровне проектов. Единицей анализа является проект. Набор данных включает все 39 записей по Стамбулу, которые в январе 2026 года соответствовали критериям включения в общедоступный национальный список TOKİ, содержащий 280 проектов по преобразованию и развитию городов. Таким образом, речь идет о полном перечне подходящих записей по Стамбулу, доступных на момент сбора данных, а не о случайной выборке. Проекты охватывают 17 231 жилую единицу и 9 956 951 349 турецких лир (TL) зарегистрированной номинальной общей стоимости.

Зарегистрированная номинальная удельная стоимость рассчитывалась путем деления зарегистрированной номинальной общей стоимости каждого проекта на количество жилых единиц в нём. Полученный показатель в турецких лирах на одну жилую единицу использовался в качестве сравнительного индикатора на уровне проекта. Поскольку пакеты проектов могут также включать коммерческие объекты, объекты социальной инфраструктуры, инфраструктуру, благоустройство территории, снос зданий и другие компоненты, этот показатель не рассматривался исключительно как мера затрат на жилищное строительство. Подтвержденные даты проведения тендеров или заключения договоров были доступны не для всех проектов; поэтому денежные значения анализировались в номинальном выражении, без учета календарного времени или влияния инфляции.

Проекты были сгруппированы по степени физической реализации: 100 %, 75–99 % и менее 75 %, а распределение их удельных затрат сравнивалось с помощью критерия Крускала–Уоллиса. В регрессионном анализе использовались натуральные логарифмы удельных затрат и количества жилых единиц. В программе IBM SPSS Statistics были оценены две логарифмически-логарифмические модели OLS. Модель 1 включала $\ln(\text{количество жилых единиц})$, а в Модель 2 был добавлен показатель «Ранг» — индекс, сохраняющий относительный порядок стамбульских проектов в исходном списке и переиндексирующий их с 1 по 39.

Диагностика регрессии охватывала мультиколлинеарность, постоянную дисперсию, нормальность остатков и потенциально влиятельные наблюдения. Для оценки мультиколлинеарности использовались коэффициенты инфляции дисперсии; для проверки допущения о постоянной дисперсии — тесты Бреуша–Пагана и Уайта; для оценки нормальности остатков — тесты Шапиро–Уилка и Жарка–Берра; а для отбора потенциально влиятельных наблюдений — расстояние Кука и стандартизированные остатки. В рамках анализа чувствительности были рассмотрены квадраты членов, характеризующих масштаб и ранговую оценку, исключены проекты с уровнем физической

реализации ниже 10 %, а также пересчитана модель 2 после удаления двух наблюдений, превышающих пороговое значение $4/n$ по критерию расстояния Кука.

Портфель проектов Стамбула демонстрирует значительные колебания в зарегистрированной номинальной удельной стоимости. Среднее арифметическое составило 598 054,31 турецких лир на единицу жилья, а медиана — 233 778 турецких лир. Значения варьировались от 23 384 турецких лир до 2 868 182 турецких лир на единицу жилья, а межквартильный размах составлял 83 454–588 771,5 турецких лир. Заметная разница между средним и медианным значениями согласуется с асимметричным вправо распределением, при котором несколько проектов с высокой удельной стоимостью повышают среднее значение по портфелю.

Медиана стоимости единицы жилья составила 107 713,5 TL для проектов со 100 %-ной степенью физической реализации, 351 631 TL для проектов в группе 75 %–99 % и 274 824,5 TL для проектов с показателем ниже 75 %. Тест Крускала–Уоллиса показал статистически значимую общую разницу между тремя распределениями удельной стоимости: $H(2) = 10,703$, $p = 0,0047$. Поскольку попарные пост-хок сравнения не проводились, этот результат указывает на общее различие в распределениях, но не позволяет определить, какие конкретно пары групп различаются. Этот результат не был интерпретирован как доказательство того, что степень физической реализации оказывает причинно-следственное влияние на удельную стоимость.

В модели 1 переменная $\ln(\text{количество жилых единиц})$ имела отрицательный, но статистически незначимый коэффициент: $B = -0,193$, $t = -0,553$, $p = 0,583$. Модель обладала пренебрежимо малой объясняющей способностью: $R^2 = 0,008$, скорректированное $R^2 = -0,019$, и в целом не была статистически значимой: $F(1, 37) = 0,306$, $p = 0,583$. Таким образом, масштаб проекта сам по себе не объяснял зарегистрированные колебания номинальной удельной стоимости на статистически значимом уровне.

Добавление переменной «Ранг» в модель 2 существенно повысило объясняющую способность: $R^2 = 0,796$, скорректированное $R^2 = 0,784$, $F(2, 36) = 70,160$, $p < 0,001$. Тем не менее коэффициент по $\ln(\text{количество жилых единиц})$ остался отрицательным и статистически незначимым: $B = -0,119$, $t = -0,741$, $p = 0,463$. Его 95%-ный доверительный интервал, лежащий в диапазоне от $-0,444$ до $0,206$, включал нуль. Ранг оказался положительным и статистически значимым: $B = 0,111$, $t = 11,784$, $p < 0,001$, с 95%-ным доверительным интервалом $0,092$ – $0,130$. Этот коэффициент указывает на систематическое изменение номинальной удельной стоимости в соответствии с порядком записей в источнике; он не отражает ежегодного роста затрат, эффекта инфляции или эффекта периода причинно-следственной связи.

Значения коэффициента инфляции дисперсии (VIF) составили 1,002, что указывает на отсутствие существенной мультиколлинеарности. Тесты Бреуша–Пагана и Уайта не опровергли допущение о постоянной дисперсии. Тесты нормальности остатков дали неоднозначные результаты: тест Шапиро–Уилка оказался статистически значимым ($W = 0,930$, $p = 0,017$), тогда как тест Жарка–Беры не опроверг нормальность на уровне значимости 5 % ($JB = 4,862$, $p = 0,088$). Два наблюдения превысили пороговое значение отбора по расстоянию Кука, равное $4/39 = 0,103$, но ни одно стандартизированное остаточное значение не достигло абсолютного значения 3.

Член, представляющий собой квадрат $\ln(\text{количество жилых единиц})$, был статистически незначимым ($p = 0,522$) и, следовательно, не давал оснований предполагать наличие нелинейного эффекта масштаба. Член «ранг в квадрате» был статистически значимым, $p = 0,011$, что свидетельствует о том, что связь между порядком записей в исходном наборе и номинальной удельной стоимостью, возможно, не может быть адекватно описана строго линейной функцией. Соответственно, линейный коэффициент «ранга» не следует интерпретировать как постоянную скорость изменения, применимую ко всем точкам последовательности записей в исходном наборе.

Проверки чувствительности подтвердили основной вывод. После исключения проектов со степенью физической реализации ниже 10 % коэффициент масштаба остался статистически незначимым, $B = -0,194$, $p = 0,222$, в то время как коэффициент ранга остался положительным и значимым, $B = 0,111$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,816$. После исключения двух наблюдений, превышающих пороговое значение расстояния Кука, коэффициент масштаба вновь остался незначимым ($B = 0,045$, $p = 0,774$), а коэффициент ранга сохранил положительный знак и значимость ($B = 0,113$, $p < 0,001$, $R^2 =$

0,835). Хотя в последней модели знак коэффициента масштаба изменился, основной статистический вывод остался неизменным.

Полученные результаты не дают статистически значимой поддержки предположению о том, что более крупные, финансируемые из государственного бюджета проекты городской трансформации и жилищного строительства систематически приводят к более низким зарегистрированным номинальным удельным затратам в наблюдаемом портфеле проектов Стамбула. Этот вывод остается неизменным при использовании альтернативных спецификаций и проверках на чувствительность. Таким образом, количество жилых единиц, рассматриваемое отдельно, не является достаточным показателем экономической эффективности в контексте данного проекта.

Связь между рангом и номинальными удельными затратами следует интерпретировать в пределах данной переменной. Она показывает, что зарегистрированные затраты систематически варьируются в зависимости от последовательности источников данных, но не устанавливает календарной тенденции, уровня инфляции или причинно-следственного эффекта периода. Наблюдаемая неоднородность затрат должна вместо этого оцениваться вместе с различиями в масштабах проектов и требованиями к реализации в густонаселенных мегаполисах.

В контексте формирования пакетов закупок и составления бюджета полученные результаты подтверждают целесообразность оценки количества жилых единиц в совокупности с обязательствами по сносу и инфраструктуре, логистической управляемостью, условиями доступа, координацией заинтересованных сторон и составом проектных пакетов. Вместо того чтобы исходить из предположения, что максимально возможный пакет по своей сути является наиболее эффективным, государственные органы могут отдавать предпочтение объемам проектов, которые сохраняют потенциальные преимущества масштаба, оставаясь при этом управляемыми с административной и логистической точек зрения. Благодаря анализу всех подходящих стамбульских записей на уровне проектов данное исследование предоставляет эмпирическую основу для оценки масштаба и динамики зарегистрированных затрат в рамках финансируемой из государственного бюджета городской трансформации в мегаполисах.

Ключевые слова: городская трансформация, экономия от масштаба, государственные закупки, номинальная удельная стоимость, анализ затрат на строительство.

संरचित सारांश

बड़े आवास कार्यक्रमों में आम तौर पर पैमाने की अर्थव्यवस्थाओं की उम्मीद की जाती है क्योंकि मानकीकरण, दोहराए जाने वाले उत्पादन, थोक खरीद, और एक बड़े उत्पादन में स्थिर साइट लागतों का वितरण औसत प्रति इकाई लागत को कम कर सकता है। हालाँकि, महानगरीय शहरी परिवर्तन, ग्रीनफील्ड सामूहिक आवास की तुलना में अधिक जटिल परिस्थितियों में किया जाता है।

ध्वंस, पुनर्वास, खंडित स्वामित्व, अधिकार धारकों के साथ बातचीत, बुनियादी ढांचे का कार्य, प्रतिबंधित पहुंच और बहु-एजेंसी समन्वय बड़े परियोजना पैकेजों से जुड़ी दक्षताओं को संतुलित कर सकते हैं। इसलिए इस्तांबुल एक प्रासंगिक परिवेश प्रदान करता है जिसमें यह परीक्षण किया जा सकता है कि क्या परियोजना के आकार के साथ वास्तव में कम इकाई लागत जुड़ी होती है।

यह अध्ययन यह जांचता है कि इस्तांबुल में सार्वजनिक रूप से वित्त पोषित शहरी परिवर्तन और आवास परियोजनाओं में, आवास इकाइयों की संख्या से मापा गया परियोजना का पैमाना, दर्ज की गई नाममात्र इकाई लागत में सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण गिरावट से जुड़ा है या नहीं। यह TOKİ के सार्वजनिक स्रोत रिकॉर्ड में परियोजनाओं के क्रम के अनुसार नाममात्र लागत में भिन्नता पर भी विचार करता है। इस क्रम को केवल एक स्रोत-रिकॉर्ड संकेतक के रूप में माना जाता है; यह निविदा की तारीख, अनुबंध की तारीख, कैलेंडर वर्ष, परियोजना की अवधि, या मुद्रास्फीति का प्रतिनिधित्व नहीं करता है।

मुख्य प्रश्न यह है कि क्या बड़े परियोजनाओं में इस्तांबुल के अवलोकित पोर्टफोलियो के भीतर पैमाने की अर्थव्यवस्थाओं के तहत अपेक्षित इकाई-लागत में कमी दिखाई देती है।

यह शोध द्वितीयक परियोजना-स्तरीय डेटा पर आधारित एक मात्रात्मक, क्रॉस-सेक्शनल, प्रेक्षणीय और सहसंबंधात्मक डिजाइन का उपयोग करता है। विश्लेषण की इकाई परियोजना है। डेटासेट में TOKİ की 280 शहरी परिवर्तन और विकास परियोजनाओं की सार्वजनिक रूप से सुलभ राष्ट्रीय सूची के भीतर जनवरी 2026 में समावेशन मानदंडों को पूरा करने वाले सभी 39 इस्तांबुल रिकॉर्ड शामिल हैं। इसलिए यह यादृच्छिक रूप से चयनित नमूने के बजाय, डेटा संग्रह के समय उपलब्ध योग्य इस्तांबुल रिकॉर्ड की एक पूर्ण सूची है। इन परियोजनाओं में 17,231 आवास इकाइयाँ और दर्ज किए गए नाममात्र कुल मूल्य में 9,956,951,349 TL शामिल हैं।

दर्ज नाममात्र इकाई लागत की गणना प्रत्येक परियोजना के दर्ज नाममात्र कुल मूल्य को उसकी आवास इकाइयों की संख्या से विभाजित करके की गई थी।

परिणामस्वरूप प्रति-आवासीय-इकाई TL का आंकड़ा तुलनात्मक परियोजना-स्तर के संकेतक के रूप में उपयोग किया गया था। चूंकि परियोजना पैकेजों में वाणिज्यिक इकाइयाँ, सामाजिक सुविधाएँ, बुनियादी ढांचा, लैंडस्केपिंग, ध्वंस और अन्य घटक भी शामिल हो सकते हैं, इसलिए इसे केवल आवास निर्माण लागत के उपाय के रूप में नहीं माना गया। सभी परियोजनाओं के लिए सत्यापित निविदा या अनुबंध की तारीखें लगातार उपलब्ध नहीं थीं; इसलिए मौद्रिक मूल्यों का विश्लेषण कैलेंडर-समय या मुद्रास्फीति के प्रभाव का अनुमान लगाए बिना, नाममात्र के रूप में किया गया।

परियोजनाओं को भौतिक कार्यान्वयन दर के आधार पर 100%, 75%–99%, और 75% से कम के रूप में समूहित किया गया, और उनके प्रति-इकाई लागत वितरण की तुलना क्रुस्काल-वालिस परीक्षण से की गई। प्रतिगमन विश्लेषण में प्रति-इकाई लागत और आवास-इकाइयों की संख्या के प्राकृतिक लघुगणक का उपयोग किया गया। IBM SPSS स्टैटिस्टिक्स में दो लॉग-लॉग OLS मॉडल का अनुमान लगाया गया। मॉडल 1 में $\ln(\text{आवास इकाइयाँ})$ शामिल थीं, जबकि मॉडल 2 में रैंक जोड़ा गया, जो स्रोत सूची में इस्तांबुल परियोजनाओं की सापेक्ष व्यवस्था को संरक्षित करता है और उन्हें 1 से 39 तक फिर से सूचीबद्ध करता है।

रीग्रेशन डायग्नोस्टिक्स में बहुसहसंबंधिता, स्थिर विचरण, अवशिष्ट सामान्यता और संभावित प्रभावशाली अवलोकनों को शामिल किया गया। बहुसहसंबंधिता का आकलन करने के लिए विचरण प्रसार कारकों (Variance Inflation Factors) का उपयोग किया गया; स्थिर-विचरण की अवधारणा की जांच के लिए ब्रूश-पागन और व्हाइट परीक्षणों का उपयोग किया गया; अवशिष्ट सामान्यता का मूल्यांकन करने के लिए शापिरो-विल्क और जार्क-बेरा परीक्षणों का उपयोग किया गया; और संभावित प्रभावशाली अवलोकनों की जांच के लिए कुक्स डिस्टेंस और मानकीकृत अवशेषों का उपयोग किया गया।

संवेदनशीलता विश्लेषणों में पैमाने और रैंक के लिए वर्ग पदों की जाँच की गई, 10% से कम भौतिक निष्पादन वाले परियोजनाओं को बाहर रखा गया, और $4/n$ कुक्स-डिस्टेंस स्क्रीनिंग थ्रेशोल्ड से ऊपर के दो अवलोकनों को हटाने के बाद मॉडल 2 का पुनः अनुमान लगाया गया।

इस्तांबुल परियोजना पोर्टफोलियो दर्ज किए गए नाममात्र इकाई लागत में पर्याप्त भिन्नता दिखाता है। ज्यामितीय माध्य प्रति आवास इकाई 598,054.31 TL था, जबकि माधिका 233,778 TL थी।

मूल्य प्रति आवास इकाई 23,384 TL से 2,868,182 TL तक थे, और अंतर-चतुर्थक सीमा 83,454–588,771.5 TL थी। माध्य और मध्यक के बीच स्पष्ट अंतर एक दाएं-विकृत वितरण के अनुरूप है, जिसमें कई उच्च-इकाई-लागत परियोजनाएं पोर्टफोलियो के औसत को बढ़ाती हैं।

100% भौतिक प्राप्ति वाले परियोजनाओं के लिए माधिका इकाई लागत 107,713.5 TL, 75%–99% समूह की परियोजनाओं के लिए 351,631 TL, और 75% से कम वाली परियोजनाओं के लिए 274,824.5 TL थी। क्रुस्काल-वालिस परीक्षण ने तीन इकाई-लागत वितरणों के बीच सांख्यिकीय रूप से एक महत्वपूर्ण समग्र अंतर दर्शाया, $H(2) = 10.703$, $p = 0.00471$ । चूंकि कोई युग्मवार पश्चात तुलना नहीं की गई, यह परिणाम एक समग्र वितरणगत अंतर की पहचान करता है लेकिन यह यह निर्धारित नहीं करता कि समूहों के कौन से विशिष्ट जोड़े भिन्न हैं। इस निष्कर्ष की व्याख्या इस प्रमाण के रूप में नहीं की गई कि भौतिक साकारता का इकाई लागत पर कोई कारण प्रभाव है।

मॉडल 1 में, $\ln(\text{आवास इकाइयाँ})$ का गुणांक नकारात्मक लेकिन सांख्यिकीय रूप से महत्वहीन था, $B = -0.193$, $t = -0.553$, $p = 0.583$ । मॉडल की व्याख्यात्मक शक्ति नगण्य थी, $R^2 = 0.008$, समायोजित $R^2 = -0.019$, और यह समग्र रूप से सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण नहीं था, $F(1, 37) = 0.306$, $p = 0.583$ । इसलिए केवल परियोजना का पैमाना ही दर्ज किए गए नाममात्र इकाई-लागत भिन्नता को सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण स्तर पर स्पष्ट नहीं कर सका।

मॉडल 2 में रैंक जोड़ने से व्याख्यात्मक शक्ति में काफी वृद्धि हुई, $R^2 = 0.796$, समायोजित $R^2 = 0.784$, $F(2, 36) = 70.160$, $p < 0.001$. फिर भी, $\ln(\text{आवास इकाइयाँ})$ पर गुणांक नकारात्मक और सांख्यिकीय रूप से महत्वहीन रहा, $B = -0.119$, $t = -0.741$, $p = 0.463$ । इसका 95% विश्वास अंतराल, जो -0.444 से 0.206 तक था, शून्य को शामिल करता था। रैंक सकारात्मक और सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण था, $B = 0.111$, $t = 11.784$, $p < 0.001$, जिसका 95% विश्वास अंतराल $0.092-0.130$ था। यह गुणांक स्रोत-रिकॉर्ड क्रम के साथ व्यवस्थित नाममात्र इकाई-लागत भिन्नता को इंगित करता है; यह वार्षिक लागत वृद्धि, मुद्रास्फीति प्रभाव, या कारणात्मक अवधि प्रभाव का प्रतिनिधित्व नहीं करता है।

वैरिएंस इन्फ्लेशन फैक्टर (VIF) मान 1.002 थे, जो किसी भी महत्वपूर्ण बहुसहसंबंध (multicollinearity) का संकेत नहीं देते हैं। ब्रूश-पागन और व्हाइट परीक्षणों ने स्थिर-वैरिएंस (constant-variance) धारणा को खारिज नहीं किया। अवशिष्ट सामान्यता (residual normality) के परीक्षणों के परिणाम मिश्रित थे: शापिरो-विल्क परीक्षण सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण था, $W = 0.930$, $p = 0.017$, जबकि जारक-बेरा परीक्षण ने 5% महत्व स्तर पर सामान्यता को खारिज नहीं किया, $JB = 4.862$, $p = 0.088$ ।

दो अवलोकन कुक-डिस्टेंस स्क्रीनिंग थ्रेशोल्ड $4/39 = 0.103$ से अधिक थे, लेकिन कोई मानकीकृत अवशिष्ट (standardised residual) 3 के निरपेक्ष मान तक नहीं पहुँचा।

वर्ग $\ln(\text{आवास इकाइयाँ})$ पद सांख्यिकीय रूप से महत्वहीन था, $p = 0.522$, और इसलिए इसने गैर-रेखीय पैमाना प्रभाव (nonlinear scale effect) का कोई प्रमाण नहीं दिया।

वर्गित रैंक पद सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण था, $p = 0.011$, जिससे यह संकेत मिलता है कि स्रोत-रिकॉर्ड क्रम और नाममात्र इकाई लागत के बीच का संबंध एक सख्त रेखिक फ़ंक्शन द्वारा पर्याप्त रूप से प्रस्तुत नहीं किया जा सकता है। तदनुसार, रेखिक रैंक गुणांक को स्रोत-रिकॉर्ड अनुक्रम के प्रत्येक बिंदु पर लागू होने वाली परिवर्तन की एक स्थिर दर के रूप में नहीं पढ़ा जाना चाहिए।

संवेदनशीलता जांचों ने मुख्य निष्कर्ष को बरकरार रखा। 10% से कम भौतिक कार्यान्वयन वाले परियोजनाओं को बाहर करने के बाद, पैमाना गुणांक सांख्यिकीय रूप से गैर-महत्वपूर्ण बना रहा, $B = -0.194$, $p = 0.222$, जबकि रैंक सकारात्मक और महत्वपूर्ण बना रहा, $B = 0.111$, $p < 0.001$, $R^2 = 0.816$ । कुक-डिस्टेंस थ्रेशोल्ड से अधिक दो अवलोकनों को बाहर करने के बाद, स्केल गुणांक फिर से महत्वहीन रहा, $B = 0.045$, $p = 0.774$, और रैंक सकारात्मक और महत्वपूर्ण रहा, $B = 0.113$, $p < 0.001$, $R^2 = 0.835$ । हालांकि बाद वाले मॉडल में स्केल गुणांक का चिह्न बदल गया, केंद्रीय सांख्यिकीय निष्कर्ष अपरिवर्तित रहा।

निष्कर्ष इस प्रस्ताव के लिए सांख्यिकीय रूप से महत्वपूर्ण समर्थन प्रदान नहीं करते हैं कि बड़े सार्वजनिक रूप से वित्तपोषित शहरी परिवर्तन और आवास परियोजनाएं अवलोकित इस्तांबुल पोर्टफोलियो में व्यवस्थित रूप से कम दर्ज किए गए नाममात्र इकाई लागत का उत्पादन करती हैं। यह निष्कर्ष वैकल्पिक विनिर्देशों और संवेदनशीलता जांचों में अपरिवर्तित रहता है। इसलिए, आवास-इकाइयों की गिनती, जब अकेले पर विचार किया जाता है, तो इस परियोजना सेटिंग में लागत दक्षता का पर्याप्त संकेतक नहीं है।

रैंक और नाममात्र इकाई लागत के बीच के संबंध की व्याख्या चर की सीमाओं के भीतर की जानी चाहिए। यह दर्शाता है कि स्रोत-रिकॉर्ड अनुक्रम में दर्ज लागतें व्यवस्थित रूप से भिन्न होती हैं, लेकिन यह कैलेंडर-समय प्रवृत्ति, मुद्रास्फीति दर, या कारण-परिणाम अवधि प्रभाव स्थापित नहीं करता है। इसके बजाय, देखी गई लागत विषमता का मूल्यांकन परियोजना के दायरे में अंतर और घने महानगरीय क्षेत्रों की कार्यान्वयन मांगों के साथ मिलकर किया जाना चाहिए।

खरीदारी पैकेजिंग और बजट बनाने के लिए, निष्कर्ष आवास-इकाई की गिनती का मूल्यांकन ध्वस्त करने और बुनियादी ढांचे की जिम्मेदारियों, लॉजिस्टिक प्रबंधनीयता, पहुंच की स्थितियों, हितधारक समन्वय, और परियोजना पैकेजों की संरचना के साथ करने का समर्थन करते हैं। यह मानने के बजाय कि सबसे बड़ा संभव पैकेज स्वाभाविक रूप से सबसे कुशल है, सार्वजनिक प्राधिकरण ऐसे परियोजना दायरे को प्राथमिकता दे सकते हैं जो संभावित पैमाना लाभों को संरक्षित करते हुए प्रशासनिक और रसद दोनों रूप से प्रबंधनीय बने रहें। परियोजना स्तर पर इस्तांबुल के सभी योग्य रिकॉर्ड की जांच करके, यह अध्ययन सार्वजनिक रूप से वित्तपोषित महानगरीय शहरी परिवर्तन में पैमाने और दर्ज लागत व्यवहार का आकलन करने के लिए एक अनुभवजन्य आधार प्रदान करता है।

कीवर्ड: शहरी परिवर्तन, पैमाने की अर्थव्यवस्थाएं, सार्वजनिक खरीद, नाममात्र इकाई लागत, निर्माण लागत विश्लेषण।

Yapılandırılmış Özet

Büyük ölçekli konut programlarında standartlaşma, tekrarlı üretim, toplu satın alma ve sabit şantiye giderlerinin daha fazla birime yayılması yoluyla ortalama birim maliyetlerin azalması beklenmektedir. Bununla birlikte metropol ölçeğindeki kentsel dönüşüm, boş alanlarda yürütülen toplu konut üretiminden daha karmaşık koşullar altında gerçekleşmektedir. Yıkım, tahliye ve yeniden yerleştirme süreçleri, parçalı mülkiyet yapısı, hak sahipleriyle uzlaşma, altyapı deplasmanları, erişim kısıtları ve çok aktörlü kurumsal koordinasyon, proje paketi büyüdükçe ölçekten beklenen maliyet avantajlarını zayıflatabilmektedir. Bu bakımdan İstanbul, daha büyük proje paketlerinin zorunlu olarak daha düşük birim maliyet üretip üretmediğinin sınanabileceği önemli bir araştırma alanı sunmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, konut sayısı ile ölçülen proje ölçeği ile İstanbul'daki kamu kaynaklı kentsel dönüşüm ve konut projelerinin kayıtlı nominal birim maliyetleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir azalış ilişkisi bulunup bulunmadığını belirlemektir. Çalışmada ayrıca TOKİ'nin kamuya açık kaynak kayıtlarındaki proje dizilimi boyunca nominal maliyetlerin nasıl farklılaştığı incelenmiştir. Söz konusu dizilim yalnızca bir kaynak kayıt göstergesi olarak ele alınmış; ihale tarihi, sözleşme tarihi, takvim yılı, proje süresi veya enflasyon göstergesi olarak kullanılmamıştır. Araştırmanın temel sorusu, incelenen İstanbul portföyünde daha büyük projelerin ölçek ekonomisi beklentisiyle uyumlu biçimde daha düşük birim maliyet gösterip göstermediğidir.

Araştırma, proje düzeyindeki ikincil verilere dayanan nicel, kesitsel, gözlemsel ve ilişkisel bir tasarıma sahiptir. Analiz birimi projedir. Veri seti, Ocak 2026 itibarıyla TOKİ'nin kamuya açık 280 kentsel dönüşüm ve gelişim projesinden oluşan ulusal kaynak listesinde yer alan ve dâhil edilme ölçütlerini karşılayan İstanbul'daki 39 proje kaydının tamamından oluşmaktadır. Dolayısıyla çalışma, rastlantısal biçimde seçilmiş bir örnekleme değil, veri derleme tarihinde erişilebilen uygun İstanbul kayıtlarının tam sayımına dayanmaktadır. İncelenen projeler toplam 17.231 konutu ve 9.956.951.349 TL kayıtlı nominal toplam bedeli temsil etmektedir.

Kayıtlı nominal birim maliyet, her projenin kayıtlı nominal toplam bedelinin konut sayısına bölünmesiyle hesaplanmıştır. Elde edilen TL/konut değeri, projeler arasında karşılaştırma yapmaya yönelik ortak bir gösterge olarak kullanılmıştır. Proje paketleri ticari birimler, sosyal donatılar, altyapı, çevre düzenlemesi, yıkım ve diğer uygulama bileşenlerini de içerebildiğinden bu oran yalnızca konut yapım maliyeti olarak değerlendirilmemiştir. Bütün projeler için doğrulanmış ihale veya sözleşme tarihleri bulunmadığından parasal değerler nominal olarak analiz edilmiş; takvim zamanı veya enflasyon etkisi tahmin edilmemiştir.

Projeler fiziki gerçekleşme oranlarına göre %100, %75–%99 ve %75'in altında olmak üzere üç gruba ayrılmış; grupların birim maliyet dağılımları Kruskal–Wallis testiyle karşılaştırılmıştır. Dağılımdaki sağa çarpıklığı azaltmak ve ölçek katsayısının esneklik biçiminde yorumlanmasını sağlamak amacıyla birim maliyet ve konut sayısı değişkenlerine doğal logaritma dönüşümü uygulanmıştır.

IBM SPSS Statistics ortamında iki log-log OLS modeli tahmin edilmiştir. Model 1 yalnızca ln(Konut Sayısı) değişkenini içermektedir. Model 2'ye ise İstanbul projelerinin kaynak listedeki göreceli dizilimini koruyan ve 1'den 39'a kadar yeniden indekslenen Sıra değişkeni eklenmiştir. Regresyon tanıları kapsamında çoklu doğrusal bağlantı, sabit varyans, artıkların normal dağılıma uygunluğu ve potansiyel etkili gözlemler incelenmiştir. Bu amaçla VIF değerleri, Breusch–Pagan ve White testleri, Shapiro–Wilk ve Jarque–Bera testleri, Cook uzaklığı ve standartlaştırılmış artıklar kullanılmıştır. Duyarlılık kontrollerinde ln(Konut Sayısı) ve Sıra değişkenlerinin kareli terimleri sınanmış, fiziki gerçekleşme oranı %10'un altında olan projeler dışlanmış ve Cook uzaklığı için 4/n tarama eşiğini aşan iki gözlem çıkarılarak Model 2 yeniden tahmin edilmiştir.

İstanbul proje portföyünde kayıtlı nominal birim maliyetlerin geniş bir dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Aritmetik ortalama 598.054,31 TL/konut, medyan ise 233.778 TL/konut düzeyindedir. Birim maliyetler 23.384 TL/konut ile 2.868.182 TL/konut arasında değişmekte; çeyrekler arası aralık 83.454–588.771,5 TL/konut olarak hesaplanmaktadır. Ortalama ile medyan arasındaki belirgin fark, üst uçta yer alan bazı yüksek birim maliyetli projelerin portföy ortalamasını yükselttiği sağa çarpık bir dağılımla uyumludur.

Fiziki gerçekleşme oranı %100 olan projelerde medyan birim maliyet 107.713,5 TL/konut, %75–%99 grubunda 351.631 TL/konut ve %75'in altındaki projelerde 274.824,5 TL/konut olarak bulunmuştur. Kruskal–Wallis testi, üç grubun birim maliyet dağılımları arasında istatistiksel olarak anlamlı genel bir farklılık

bulunduğunu göstermiştir, $H(2) = 10,703$; $p = 0,0047$. İkili post hoc karşılaştırma yapılmadığından bulgu, hangi grup çiftlerinin farklılaştığını değil, gruplar arasında genel bir dağılımsal ayrışma bulunduğunu göstermektedir. Sonuç, fiziki gerçekleşme düzeyinin birim maliyet üzerindeki nedensel etkisi olarak yorumlanmamıştır.

Model 1’de $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısı negatif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir, $B = -0,193$; $t = -0,553$; $p = 0,583$. Modelin açıklama gücü oldukça düşüktür, $R^2 = 0,008$; düzeltilmiş $R^2 = -0,019$. Model bütün olarak da istatistiksel anlamlılığa ulaşmamıştır, $F(1, 37) = 0,306$; $p = 0,583$. Buna göre proje ölçeği tek başına kayıtlı nominal birim maliyet farklılaşmasını istatistiksel olarak anlamlı biçimde açıklamamaktadır.

Sıra değişkeninin eklendiği Model 2’nin açıklama gücü belirgin biçimde yükselmiştir, $R^2 = 0,796$; düzeltilmiş $R^2 = 0,784$; $F(2, 36) = 70,160$; $p < 0,001$. Buna karşın $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamsız kalmıştır, $B = -0,119$; $t = -0,741$; $p = 0,463$. Katsayının %95 güven aralığı $-0,444$ ile $0,206$ arasında olup sıfırı içermektedir. Sıra değişkeni ise pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır, $B = 0,111$; $t = 11,784$; $p < 0,001$; %95 GA: $0,092-0,130$. Bu bulgu, kaynak kayıt dizilimi boyunca kayıtlı nominal birim maliyetlerin sistematik biçimde farklılaştığını göstermekte; yıllık maliyet artışı, enflasyon etkisi veya nedensel bir dönem etkisi anlamına gelmemektedir.

Varyans Büyütme Faktörü (VIF) değerlerinin 1,002 olması çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığını göstermiştir. Breusch-Pagan ve White testleri sabit varyans varsayımını reddetmemiştir. Artıkların normal dağılımına ilişkin testler aynı yönde sonuç vermemiştir. Shapiro-Wilk testi anlamlı bulunurken, $W = 0,930$; $p = 0,017$, Jarque-Bera testi %5 anlamlılık düzeyinde normal dağılımı reddetmemiştir, $JB = 4,862$; $p = 0,088$. İki gözlem $4/39 = 0,103$ Cook uzaklığı tarama eşiğini aşmış, ancak hiçbir standartlaştırılmış artık mutlak değer olarak 3 sınırına ulaşmamıştır.

$[\ln(\text{Konut Sayısı})]^2$ terimi istatistiksel olarak anlamlı değildir, $p = 0,522$; bu nedenle doğrusal olmayan bir ölçek etkisine ilişkin kanıt elde edilmemiştir. Sıra² terimi ise anlamlı bulunmuştur, $p = 0,011$. Bu sonuç, kaynak kayıt dizilimi ile nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin yalnızca doğrusal bir biçimle temsil edilmesinin yeterli olmayabileceğine işaret etmektedir. Dolayısıyla doğrusal modelde elde edilen Sıra katsayısı, kayıt diziliminin bütün noktalarında geçerli sabit bir değişim oranı olarak değerlendirilmemiştir.

Duyarlılık analizlerinde temel çıkarım değişmemiştir. Fiziki gerçekleşme oranı %10’un altındaki projeler dışlandığında ölçek katsayısı anlamsız kalmış, $B = -0,194$; $p = 0,222$; Sıra değişkeni ise pozitif ve anlamlı ilişkisini sürdürmüştür, $B = 0,111$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,816$. Cook uzaklığı eşiğini aşan iki gözlem çıkarıldığında da ölçek katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir, $B = 0,045$; $p = 0,774$. Buna karşılık Sıra değişkeni pozitif ve anlamlı bulunmuştur, $B = 0,113$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,835$. Son modelde ölçek katsayısının işareti değişmekle birlikte temel istatistiksel çıkarım değişmemiştir.

Bulgular, incelenen İstanbul portföyünde daha büyük kamu kaynaklı kentsel dönüşüm ve konut projelerinin sistematik olarak daha düşük kayıtlı nominal birim maliyet ürettiği varsayımını istatistiksel olarak desteklememektedir. Alternatif model kurulumları ve duyarlılık kontrolleri de bu temel çıkarımı değiştirmemiştir. Bu proje bağlamında konut sayısının tek başına maliyet verimliliğini değerlendirmek için yeterli bir gösterge olmadığı görülmektedir.

Sıra değişkeni ile nominal birim maliyet arasındaki ilişki, değişkenin niteliği dikkate alınarak yorumlanmalıdır. Bulgular, kaynak kayıt dizilimi boyunca maliyetlerin sistematik biçimde farklılaştığını göstermekte; ancak bir takvim zamanı eğilimi, enflasyon oranı veya nedensel dönem etkisi ortaya koymamaktadır. Gözlenen maliyet heterojenliğinin değerlendirilmesinde proje kapsamı ile yoğun metropol koşullarının doğurduğu uygulama gereksinimlerinin birlikte ele alınması önem taşımaktadır.

İhale kapsamlandırması ve bütçeleme kararlarında konut sayısının yanı sıra yıkım ve altyapı yükümlülükleri, lojistik yönetilebilirlik, erişim koşulları, paydaş koordinasyonu ve proje paketinin bileşimi dikkate alınmalıdır. Mümkün olan en büyük paketin kendiliğinden en verimli seçenek olduğu varsayımı yerine, potansiyel ölçek avantajlarını korurken idari ve lojistik açıdan yönetilebilir kalan proje kapsamı tercih edilebilir. Çalışma, İstanbul’daki uygun proje kayıtlarının tamamını proje düzeyinde inceleyerek kamu kaynaklı metropol dönüşümünde ölçek ile kayıtlı maliyet davranışının değerlendirilmesine ampirik bir zemin sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Kentsel Dönüşüm, Ölçek Ekonomisi, Kamu Alımları, Nominal Birim Maliyet, İnşaat Maliyet Analizi.



www.turkishstudies.net/economy

Turkish Studies - Economics, Finance, Politics

eISSN: 2667-5625



Are There Economies of Scale in Publicly Funded Urban Renewal? An Analysis of TOKİ's Mega Projects in Istanbul

Introduction

Urban transformation in Istanbul is a multilayered field of public policy shaped not only by earthquake risk and the vulnerabilities associated with that risk, but also by planning decisions, property regimes and implementation capacity (Ataöv & Osmay, 2007; Deniz, 2013; Ece Kaya & Erbaş, 2024; Köktürk & Köktürk, 2007; Özden, 2006). The field encompasses more than the renewal of the physical building stock; it also involves interrelated policy issues such as risk reduction, rights ownership, the use of public resources, spatial redistribution and institutional implementation capacity (Roberts & Sykes, 2000). Following the 1999 Marmara Earthquake, the urban-transformation agenda increasingly focused on renewing the existing building stock and transforming risk-prone areas rather than creating new settlement areas. Research addressing the relationship between earthquake risk, land use and the urban built environment further demonstrates that disaster exposure cannot be separated from settlement patterns and spatial development decisions (Elmastaş & Özcanlı, 2014). This process developed in close interaction with market-oriented growth strategies and neoliberal practices of urban governance (Balaban, 2012; Dinçer, 2011; Enlil, 2011; Lees et al., 2008). This approach to transformation has also been discussed critically in relation to the construction-led model of economic growth and the social costs it generates in terms of human rights, social rights, environmental rights and the right to the city (Şahin, 2015). Turkish urban-transformation experiences have likewise been criticised for approaches that privilege measurable physical outputs while giving insufficient attention to social, spatial and institutional consequences (Batal & Dur, 2019). In Istanbul, the literature has extensively considered how transformation practices have brought gentrification, property transfer and spatial inequality to the fore, and how projects concentrated in central districts may intensify social and spatial tensions (Ayık, 2015; Çavuşoğlu & Strutz, 2014; Çeker & Belge, 2015; Kuyucu & Ünsal, 2010; Şengül, 2009; Tuna, 2004; Türkün, 2011). Evidence from neighbourhood-level studies also indicates that urban transformation may affect migration, displacement and the continuity of local social structures (Koçak, 2014). The social and spatial consequences of these processes have become particularly visible through debates on displacement and the restructuring of neighbourhood fabric in Tarlabası and Sulukule (Ata, 2010; Kaban, 2011). The Sarıgöl case further shows that comparable effects may extend to surrounding neighbourhoods, while evidence from Sarıyer-Derbent demonstrates that transformation processes in informal housing areas may generate additional social problems for existing communities (Altıparmak & Tuna Uysal, 2020; Kılıç & Hardal, 2014).

The Housing Development Administration of the Republic of Türkiye (TOKİ), one of the principal institutional actors in state-supported housing production and urban transformation, is not merely a housing provider; it is also a public institution with a substantial role in restructuring urban space (Özdemir, 2011; TOKİ, 2024). TOKİ's project portfolio, implementation scale and tendering

preferences directly shape both the financing of transformation and the manner in which public resources are used (TOKİ, 2024, 2025). Law No. 6306 on the Transformation of Areas under Disaster Risk reorganised the legal framework of urban transformation and made the implementation principles governing such matters as the designation of risk-prone areas, rights ownership and valuation more explicit (6306 Sayılı Kanun, 2012; T.C. Çevre ve Şehircilik Bakanlığı, 2019). Nevertheless, parcel consolidation, ownership disputes, negotiations with rights holders and protracted administrative procedures remain major sources of implementation difficulty and uncertainty that may increase both time and cost uncertainty in transformation projects (Ataöv & Osmay, 2007; Özden, 2006). Decisions concerning the designation of reserve areas and the selection of project sites are likewise related not only to implementation capacity but also to spatial suitability and institutional decision-making processes (Bektaş, 2021; Cılız & Aksu, 2023). The treatment of urban transformation within architecture and planning education also reflects the interdisciplinary nature of these decisions and the need to integrate spatial, regulatory and implementation-related knowledge (Ece Kaya & Erbaş, 2024). More broadly, studies of urban development show that location decisions, land-use patterns and planning hierarchies can produce long-term effects on the form and direction of urban growth (Benek & Şahap, 2016; Keçeli, 2014).

Cost behaviour in publicly funded transformation projects is associated not only with project scale and construction technique, but also with the public procurement and contract regime. Contract duration, progress-payment procedures, price-adjustment mechanisms and revisions to work programmes are institutional factors that may influence the formation and management of recorded nominal costs, particularly during periods of rapidly changing input prices (Ercan, 2017; Kocaman et al., 2020; Resmî Gazete, 2013; Winch, 2010). An assessment of unit-cost behaviour in TOKİ projects based solely on the number of housing units would therefore be incomplete. Project and tender scope, cost risks associated with delivery time, changes in the general price level and implementation conditions must also be considered when unit-cost findings are interpreted (Cantarelli et al., 2012).

The scale and continuity of public investment make it necessary to monitor costs and develop comparable indicators. In the construction sector, cost formation is shaped by market conditions and risk structures as well as project scale and organisational capacity, while cost estimation and the management of cost risks directly affect the quality of decision-making (Akintoye, 2000; Çolak & Uğur, 2023; Love et al., 2016; Polat, 2005). The Construction Cost Index is a key indicator for monitoring changes in construction costs in Türkiye; consequently, regular monitoring of price movements is important for publicly implemented programmes (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2024). Where verified tender or contract dates are unavailable at project level, however, recorded nominal project values cannot be converted reliably into real values by means of an index. The methodological limits of nominal unit-cost comparisons must therefore be stated explicitly, and the scope and interpretive boundaries of any ordering indicator must be defined with due recognition that it does not directly represent calendar time or inflation. In this context, monitoring cost dynamics at the level of cost per housing unit, rather than only through total budgets, provides an important basis for evaluation in terms of life-cycle costing and fiscal sustainability (Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000).

As the scale of housing production increases, standardisation, repetitive production and bulk procurement may be expected to reduce unit costs. Metropolitan urban transformation, however, creates a tension between scale-related efficiencies and the costs generated by implementation complexity (Flyvbjerg, 2014; Ive & Gruneberg, 2000; Merrow, 2011). In densely built settings such as Istanbul, where access is restricted and implementation conditions are demanding, demolition and excavation, site logistics, material delivery, permitting, negotiations with rights holders, infrastructure relocation, phasing and stakeholder coordination may become increasingly complex as project scale expands (Dinçer, 2011; Flyvbjerg, 2014; Sönmez, 2019). Urbanisation studies further

show that rapid spatial expansion and changes in land use can create additional pressures on infrastructure provision, accessibility and the management of urban growth (Avcu & Buldur, 2018; Benek & Şahap, 2016). Under these conditions, the cost advantages expected from standardisation, repetitive production and bulk purchasing may be weakened by metropolitan implementation constraints and time-related nominal cost pressures. It is therefore important to test empirically, using publicly funded transformation projects in Istanbul, the assumption that larger projects necessarily generate lower unit costs (Flyvbjerg, 2014; Ive & Gruneberg, 2000; Odeck, 2004).

Planning, political economy and social consequences occupy a prominent place in the literature on urban transformation (Balaban, 2012; Harvey, 2012; Şengül, 2009). Turkish Studies research has also concentrated primarily on the social consequences of transformation, changing neighbourhood structures, urbanisation patterns, planning challenges and the relationship between local communities and redevelopment processes (Altıparmak & Tuna Uysal, 2020; Ayık, 2015; Batal & Dur, 2019; Ece Kaya & Erbaş, 2024; Koçak, 2014). By contrast, project-level empirical research on cost behaviour remains more limited. Micro-level analyses based on tender and project records allow cost estimation, risk management and unit-cost analysis to be evaluated together (Akintoye, 2000; Çolak & Uğur, 2023; Flyvbjerg, 2009; Polat, 2005).

Within this theoretical and methodological framework, the empirical scope of the study comprises all 39 Istanbul project records that met the inclusion criteria and appeared, as of January 2026, in TOKİ's publicly accessible list of 280 urban transformation and development projects (TOKİ, 2025). The project-level dataset is therefore not a random sample; it is a full enumeration of the Istanbul records accessible at the time of data collection that satisfied the stated inclusion criteria. The analysis uses the number of housing units, recorded nominal total value, physical realisation rate and a Rank variable derived from the ordering of records in the source list. Rank is not a tender date, contract date, calendar year or official project identifier; it is a limited ordering indicator used to reflect nominal cost variation along the source-record sequence. The central research question is whether an increase in project scale is associated with a statistically significant reduction in recorded nominal unit cost. The study examines the economies-of-scale proposition in publicly funded transformation projects in Istanbul in relation to heterogeneity in project scope, source-record ordering and metropolitan implementation complexity, thereby seeking to make a complementary project-level contribution to the literature on urban transformation, public expenditure and cost behaviour.

Research Design

The study adopts a quantitative, cross-sectional, observational and correlational design based on secondary project-level data compiled from TOKİ's publicly accessible project records. It tests the relationship between project scale and recorded nominal unit cost in publicly implemented urban transformation and development projects and evaluates observed cost differences together with physical realisation levels, heterogeneity in project scope and the ordering of source records. Rather than estimating a causal effect, the design identifies statistical relationships among variables within the observed project portfolio. This joint consideration of project scale, cost behaviour and implementation conditions is related to the literature on cost estimation, cost management and life-cycle costing (Akintoye, 2000; Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000; Polat, 2005).

Frame Population and Analytical Scope

The data source is TOKİ's publicly accessible webpage entitled "Applications by Project Type" (<https://www.toki.gov.tr/proje-tipine-gore-uygulamalar>) (TOKİ, 2025). The dataset was compiled from the records available on this page in January 2026. The inclusion criteria were that a project was listed under urban transformation and development, that the term "Istanbul" appeared in the project name or provincial information, and that the fields for housing-unit count, recorded total

value and physical realisation rate were complete. Specifying the source, access period and inclusion criteria strengthens the transparency and traceability of the data-collection process.

The frame population consists of 280 project records listed under the urban transformation and development category on TOKİ's "Applications by Project Type" webpage as of January 2026. The unit of analysis is the project, and all 39 records associated with Istanbul that met the inclusion criteria were included in the analysis (TOKİ, 2025).

The 39 projects are therefore not a randomly selected sample but a full enumeration of eligible Istanbul records in the source list at the time of data collection. These project-level records represent 17,231 housing units and 9,956,951,349 TL in recorded nominal total value. The focus on Istanbul reflects the aim of examining, in a specific metropolitan context, how dense development, fragmented ownership, demolition and evacuation, access and logistics constraints, and multi-actor administrative procedures are associated with cost behaviour.

Other metropolitan cities, including Ankara, İzmir and Bursa, were not included because the research was designed to examine the project portfolio specific to the Istanbul subpopulation rather than to undertake an inter-city comparison. A multi-city design would require a separately harmonised data structure covering verified tender and contract dates, city-level price differentials, project scope, total construction area and indicators of spatial complexity. The findings are therefore interpreted within the context of the Istanbul subpopulation.

Although the dataset is a full enumeration, the statistical models are used not to generalise from a sample to a broader geographical population, but to evaluate conditional relationships and model uncertainty within the observed Istanbul portfolio.

Data Structure

The following variables were used for each project:

- Number of housing units
- Recorded nominal total value (TL)
- Physical realisation rate
- Source-record rank (Rank)

It was not possible to verify separately for every project whether the total-value field represented the initial tender amount, a revised contract amount or an updated recorded value. The variable was therefore termed "recorded nominal total value", and the monetary figures used in the analysis were treated as nominal values reported in TOKİ's records rather than as real, inflation-adjusted costs.

Variables and Operationalisation

The dependent variable is unit cost, calculated by dividing recorded nominal total value by the number of housing units:

$$\text{Unit Cost} = \text{Recorded Nominal Total Value} / \text{Number of Housing Units}$$

This indicator was used to establish a common TL-per-housing-unit measure across projects. The resulting value does not represent housing construction cost alone; it is a comparative cost indicator obtained by dividing the recorded nominal total value of the entire project scope, which may include non-housing components, by the number of housing units.

The principal independent variable is project scale. Project scale is measured by the number of housing units and enters the regression models as $\ln(\text{Housing Units})$.

The Rank variable preserves the relative ordering of Istanbul projects in the national source list and re-indexes them sequentially from 1 to 39 within the Istanbul subpopulation. This re-indexing retains relative order but does not carry into the model the intervals between the original rank values in the national list. Rank is not a tender date, contract date, calendar year, project duration or official TOKİ project number. It is therefore used not as a period control representing calendar time or inflation, but as a limited ordering indicator for examining recorded nominal cost variation along the source-record sequence. Its coefficient is not interpreted as an annual rate of cost increase.

Because verified tender or contract-year information was unavailable at project level, the relationship of Rank with those time variables or with the Construction Cost Index could not be tested reliably. No unsupported temporal matching was undertaken.

Physical realisation rate is a supplementary variable describing the implementation level of each project. It is not treated as a direct measure of delay or cost escalation. For descriptive and comparative analyses, projects were classified into three groups: physical realisation of 100%, 75%–99%, and below 75%. The Kruskal–Wallis test was used to assess whether unit-cost distributions differed across these groups.

Data Cleaning and Preprocessing

When the total-value variable was converted from a textual monetary format into a numeric format, the “TL” expression and spaces were removed, thousands separators were deleted, decimal commas were converted to decimal points, and the resulting values were transformed into numeric form. For example, a record formatted as “24.862.000,00 TL” was converted into the machine-readable value “24862000.00”. Unit cost was then calculated by dividing recorded nominal total value by the number of housing units.

Natural-logarithm transformations were applied to unit cost and housing-unit count to reduce right-skewness in the unit-cost distribution and to permit the scale coefficient to be interpreted as an elasticity. The transformed variables used in the regression models were:

- $\ln(\text{Unit Cost})$
- $\ln(\text{Housing Units})$

Because physical realisation rates were recorded on a 0–1 scale, percentage equivalents were used in the group classifications. Thus, 1.00 was interpreted as 100% and 0.80 as 80% physical realisation.

Statistical Analysis and Model Specification

The analyses were conducted in IBM SPSS Statistics. Descriptive analyses included the mean, standard deviation, median, first and third quartiles, minimum and maximum. Given the skewed distribution and unequal group sizes, unit-cost distributions across physical-realisation groups were compared with the non-parametric Kruskal–Wallis test.

Two log-log OLS models were estimated to examine the relationship between project scale and unit cost.

Model 1: Scale variable only

$$\ln(\text{Unit Cost}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Housing Units}) + \varepsilon$$

Model 2: Scale and Rank variables

$$\ln(\text{Unit Cost}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Housing Units}) + \beta_2 \text{Rank} + \varepsilon$$

Here, α denotes the constant, β_1 the project-scale coefficient, β_2 the coefficient on Rank, and ε the error term.

Model 1 examines the bivariate relationship between project scale and unit cost. Model 2 examines the direction and statistical significance of the project-scale coefficient after Rank is included. Rank neither converts costs into real terms nor separates an inflation effect.

In the log-log specification, β_1 represents the approximate percentage change in unit cost associated with a 1% change in the number of housing units (Wooldridge, 2020). A negative and statistically significant β_1 is consistent with economies of scale, whereas an insignificant coefficient is interpreted as insufficient statistical evidence of economies of scale within the observed Istanbul portfolio (Ive & Gruneberg, 2000). The findings are interpreted as conditional statistical relationships within the project portfolio rather than as causal effects (Wooldridge, 2020).

Regression diagnostics assessed multicollinearity with Variance inflation factor (VIF) values, the constant-variance assumption with the Breusch–Pagan and White tests, and residual normality with the Shapiro–Wilk and Jarque–Bera tests (Breusch & Pagan, 1979; Jarque & Bera, 1980; Shapiro & Wilk, 1965; White, 1980). Potentially influential or outlying observations were assessed with Cook’s distance and standardised residuals. The screening criteria were $4/n$ for Cook’s distance and $|\text{standardised residual}| > 3$ for standardised residuals (Cook, 1977).

The possibility of a nonlinear scale effect was tested by adding $[\ln(\text{Housing Units})]^2$ to the model (Wooldridge, 2020). A supplementary model including Rank^2 was also estimated to assess whether a linear representation adequately captured the association between Rank and recorded nominal unit cost (Wooldridge, 2020). All statistical tests used a two-sided significance level of 0.05.

Robustness and Sensitivity Analyses

Complementary sensitivity checks were conducted to determine whether the principal finding depended on particular observations or a single functional form. Model 2 was re-estimated after excluding the three projects with physical realisation below 10%. It was also re-estimated after excluding the two observations above the Cook’s-distance screening threshold, thereby evaluating the sensitivity of the principal coefficients to those records. Nonlinear scale effects were examined with $[\ln(\text{Housing Units})]^2$, while a possible nonlinear association between source-record rank and recorded nominal unit cost was tested in an alternative model containing Rank^2 .

These checks made it possible to assess the sensitivity of the scale coefficient to projects with very low physical realisation, potentially influential observations and the functional form of the model.

Limitations

The expression of monetary variables in nominal TL is a principal methodological limitation of the study. Since verified tender or contract dates were unavailable for all projects, project-level values could not be converted into real terms using the TÜİK Construction Cost Index (TÜİK, 2024). The findings are therefore interpreted not as inflation-adjusted cost estimates but as project-level comparisons based on recorded nominal values.

Heterogeneity in project scope is another factor affecting unit-cost comparability. In addition to housing units, some projects may include shops, commercial areas, social facilities, infrastructure, landscaping or other implementation components. Because these components could not be disaggregated consistently for all projects, part of the observed unit-cost variation may reflect differences in project scope rather than project scale.

Although the physical realisation rate describes the implementation level, it was not possible to verify for all projects whether the recorded total value represented the initial tender amount, a revised contract value or an updated record. The association between physical realisation and unit cost was therefore not interpreted as direct evidence of delay or cost escalation.

The geographical scope is confined to the Istanbul subpopulation. Istanbul's dense built environment, fragmented ownership structure, demolition and evacuation requirements, access and logistics constraints, and administrative coordination conditions may differ from those of other cities. The findings are consequently interpreted within the context of the Istanbul portfolio. Future research could retest the scale effect using multi-city datasets containing verified tender and contract dates, total construction area, project-scope components, location indicators, demolition intensity and variables related to negotiation processes.

Findings

General Overview and Key Magnitudes of the Istanbul Project Portfolio

As of January 2026, the Istanbul project portfolio examined in the study comprised 39 TOKİ urban transformation and development projects, representing 17,231 housing units and 9,956,951,349 TL in recorded nominal total value.

The arithmetic mean of project-level unit costs was 598,054.31 TL per housing unit, while the median was 233,778 TL per housing unit. The substantially higher mean and the range from 23,384 TL to 2,868,182 TL per housing unit are consistent with a right-skewed distribution in which several upper-tail projects increase the average. The median and distributional measures should therefore be considered together with the mean when the central tendency of the portfolio is evaluated (Table 1).

Table 1. Descriptive statistics for the Istanbul project portfolio (n = 39)

Variable	N	Minimum	Maximum	Mean	Standard deviation
Recorded nominal total value (TL)	39	7,120,000.00	1,718,999,000.00	255,306,444.85	403,109,271.18
Number of housing units	39	70	1,152	441.82	268.18
Unit cost (TL/housing unit)	39	23,384	2,868,182	598,054.31	829,093.06

The mean unit cost is the arithmetic mean of the TL-per-housing-unit values calculated separately for each project; it is not the weighted portfolio average obtained by dividing aggregate recorded nominal total value by the aggregate number of housing units.

The wide minimum–maximum intervals and high standard deviations, especially for recorded nominal total value and unit cost, confirm substantial within-portfolio heterogeneity and warrant separate consideration of records at the lower and upper tails of the distribution.

Lower and Upper Tails of the Unit-Cost Distribution

Following the general assessment of the distribution, records at the lower and upper tails of the portfolio were examined separately. The five projects with the lowest unit costs were in the range of 23,384–58,231 TL per housing unit and included the Küçükçekmece-Halkalı phases, Tuzla-Aydınlı and İkitelli-Ayazma projects. The five projects with the highest unit costs ranged from 1,820,896 to 2,868,182 TL per housing unit and included Fatih-Yedikule, Zeytinburnu-Merkezefendi, Gaziosmanpaşa-Yıldıztabya, the Esenler Southern Project Area and Maltepe-Atışokulu.

The projects reported in Tables 2 and 3 were selected to describe the lower and upper tails of the distribution. Their position in those tails did not by itself classify them as statistical outliers. Potentially influential or outlying observations were assessed separately using Cook's distance and standardised residuals (Table 2 and Table 3).

The project names in the tables indicate that some project packages contain non-housing components such as social facilities and commercial units. The available records do not permit the share of these components in total value to be disaggregated consistently across all projects, nor do they allow nominal values to be matched with verified tender or contract dates. The cost differences at the lower and upper tails were therefore treated as descriptive variation within the portfolio rather than as direct consequences of location, physical realisation or implementation complexity.

Table 2. Five projects at the lower tail of the unit-cost distribution

Cost rank	Unit cost (TL/housing unit)	Project name
1	23,384	Istanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1), Section 3
2	27,261	Istanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1), Section 1
3	28,061	Istanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1), Section 2 + social facilities
4	37,298	Istanbul Tuzla Aydınli, Zone 2, 984 housing units, squatter-settlement transformation
5	58,231	Istanbul Küçükçekmece İkitelli Ayazma

Table 3. Five projects at the upper tail of the unit-cost distribution

Cost rank	Unit cost (TL/housing unit)	Housing units	Recorded nominal total value (TL)	Physical realisation (%)	Project name
1	2,868,182	176	504,800,000	2	Fatih, Yedikule (Atılgan Sitesi) Urban Transformation Project
2	2,729,339	484	1,321,000,000	80	Zeytinburnu, Merkezefendi Urban Transformation Project (+40 shops)
3	2,584,961	665	1,718,999,000	84	Gaziosmanpaşa, Yıldıztabya 6B Area Urban Transformation and Development Project
4	1,885,667	315	593,985,000	88	Esenler Southern Project Area UTD, Phase 3, Zone 2 (+4 shops)
5	1,820,896	603	1,098,000,000	90	Maltepe, Atışokulu Neighbourhood, Phase 4

In Table 2, a cost rank of 1 indicates the lowest unit-cost project; in Table 3, it indicates the highest unit-cost project. This cost rank is distinct from the Rank variable used in the regression models.

Cost Variation by Physical Realisation Level

The descriptive results by physical-realisation group show that recorded nominal unit-cost distributions differ across implementation levels. Projects with 100% physical realisation ($n = 16$) had a median unit cost of 107,713.50 TL per housing unit. The median was 351,631.00 TL per housing unit for projects in the 75%–99% band ($n = 19$) and 274,824.50 TL per housing unit for projects below 75% ($n = 4$). The limited number of observations in the last group and its range from 65,194 to 2,868,182 TL per housing unit indicate considerable within-group dispersion (Table 4).

The Kruskal–Wallis test identified a statistically significant overall difference among the three unit-cost distributions, $H(2) = 10.703$, $p = 0.0047$. This result indicates that at least one group distribution differs from the others. Because no pairwise post hoc comparison was conducted, no claim is made as to which specific pairs of groups differ significantly. Differences in the reported medians are therefore considered descriptive group-level patterns.

The observed differences were not interpreted as evidence that physical realisation has a causal effect on unit cost. The absence of verified tender and contract dates for all observations, uncertainty over whether the recorded total value represents an initial tender amount, a revised contract value or an updated record, and differences in project scope may jointly contribute to separation among the groups. The result is therefore interpreted as evidence of differing recorded nominal cost distributions across projects at different implementation levels, not as proof that low physical realisation causes higher costs.

Table 4. Summary of unit cost by physical realisation band (n = 39)

Physical realisation band	n	Mean (TL/housing unit)	Median (TL/housing unit)	Q1–Q3 (TL/housing unit)	Min–Max (TL/housing unit)
100%	16	134,748.63	107,713.50	49,684–237,590	23,384–326,958
75%–99%	19	930,795.53	351,631.00	223,334–1,732,046	34,638–2,729,339
<75%	4	870,756.25	274,824.50	102,448–1,043,132	65,194–2,868,182

Testing the Economies-of-Scale Hypothesis with Regression

The descriptive findings reveal a wide distribution of recorded nominal unit costs in the Istanbul portfolio. To evaluate the relationship between project scale and unit cost directly, two OLS models were estimated with $\ln(\text{Unit Cost})$ as the dependent variable and $\ln(\text{Housing Units})$ as the principal independent variable. Model 1 contains only project scale, whereas Model 2 adds the Rank variable defined in the method section.

Model 1: Scale Variable Only

In Model 1, the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ was negative but not statistically significant, $B = -0.193$, $t = -0.553$, $p = 0.583$. The model had very low explanatory power, $R^2 = 0.008$, adjusted $R^2 = -0.019$, and was not statistically significant as a whole, $F(1, 37) = 0.306$, $p = 0.583$. Project scale alone therefore did not explain variation in $\ln(\text{Unit Cost})$ at a statistically significant level, and projects containing more housing units could not be associated systematically with lower unit costs within the observed Istanbul portfolio (Table 5).

Table 5. Model 1 OLS regression results (dependent variable: $\ln[\text{Unit Cost}]$, n = 39)

Variable	B	Standard error	t	p
Constant	13.501	2.064	6.542	<0.001
$\ln(\text{Housing Units})$	-0.193	0.348	-0.553	0.583

Model 2: Scale and Rank Variables

Adding Rank increased the explanatory power substantially, and Model 2 was statistically significant as a whole, $R^2 = 0.796$, adjusted $R^2 = 0.784$, $F(2, 36) = 70.160$, $p < 0.001$. Nevertheless, the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ remained negative and statistically insignificant, $B = -0.119$, $t = -0.741$, $p = 0.463$. Its 95% confidence interval included zero, from -0.444 to 0.206 (Table 6).

The coefficient on Rank was positive and statistically significant, $B = 0.111$, $t = 11.784$, $p < 0.001$, with a 95% confidence interval of 0.092–0.130. This finding shows a positive association between progression along the source-record sequence and recorded nominal unit cost. Since Rank is not a tender date, contract date or calendar year, the coefficient is not interpreted as annual cost growth, an inflation effect or a linear period trend. It expresses only the recorded nominal cost variation observed along the source-record ordering, holding the other variable constant.

In Table 6, B denotes the unstandardised regression coefficient, β the standardised regression coefficient, and CI the confidence interval. Because a standardised β is not defined for the constant, the relevant cell is shown with an em dash.

Table 6. Model 2 OLS regression results (dependent variable: $\ln[\text{Unit Cost}]$, $n = 39$)

Variable	B	Standard error	β	t	p	Lower 95% CI	Upper 95% CI
Constant	10.841	0.976	—	11.111	<0.001	8.862	12.820
$\ln(\text{Housing Units})$	-0.119	0.160	-0.056	-0.741	0.463	-0.444	0.206
Rank	0.111	0.009	0.888	11.784	<0.001	0.092	0.130

The absence of a statistically significant coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ in both models provides insufficient evidence that increasing project scale is systematically associated with a reduction in recorded nominal unit cost within the observed Istanbul portfolio. At the same time, the strong and statistically significant association between Rank and nominal unit cost, together with the high explanatory power of Model 2, requires further examination of functional form, regression assumptions and potentially influential observations.

Regression Diagnostic Tests and Supplementary Model Checks

The basic assumptions and functional form of Model 2 were evaluated by examining multicollinearity, constant variance, residual normality, potentially influential observations and nonlinear relationships. The diagnostic results indicate no multicollinearity among the independent variables and no rejection of the constant-variance assumption. Because the tests of residual normality did not produce concordant results, coefficient-based inference was interpreted cautiously in view of the limited number of observations.

Two observations exceeded the $4/n$ Cook's-distance screening threshold, but no standardised residual reached an absolute value of 3. The two records were therefore treated as potentially influential observations rather than as observations with extreme residuals. The $4/n$ criterion is a screening measure rather than a definitive rule requiring automatic deletion of observations.

In the functional-form checks, the squared term for $\ln(\text{Housing Units})$ was not statistically significant. By contrast, the squared Rank term was significant, suggesting that the association between source-record ordering and nominal unit cost may not be represented adequately by a purely linear function. Since Rank does not represent calendar time, the significance of Rank^2 is not interpreted as an acceleration in time-related cost growth. The regression diagnostics and supplementary model checks are reported in Table 7.

Table 7. Regression diagnostic tests and supplementary model checks

Diagnostic/check	Result	Assessment
VIF: $\ln(\text{Housing Units})$	1.002	No multicollinearity problem identified.
VIF: Rank	1.002	No multicollinearity problem identified.
Breusch–Pagan test	LM = 0.026; $p = 0.987$	The constant-variance assumption was not rejected.
White test	LM = 8.504; $p = 0.131$	No statistical evidence of heteroskedasticity.
Shapiro–Wilk test	W = 0.930; $p = 0.017$	Caution is required regarding residual normality.
Jarque–Bera test	JB = 4.862; $p = 0.088$	Normality was not rejected at the 5% level.
Cook's-distance screening threshold	$4/39 = 0.103$	Threshold used to screen potentially influential observations.
Project ID 11	Cook's D = 0.123; standardised residual = 1.249	Potentially influential observation above the Cook's-distance threshold.

Diagnostic/check	Result	Assessment
Project ID 18	Cook's D = 0.127; standardised residual = -2.418	Potentially influential observation above the Cook's-distance threshold.
Standardised-residual check	No observation with $ \text{residual} > 3$	No observation with an extreme standardised residual.
$[\ln(\text{Housing Units})]^2$	$p = 0.522$	No evidence of a nonlinear scale effect.
Rank ²	$p = 0.011$	The association between Rank and nominal unit cost may not be fully linear.

Robustness Analysis Excluding Projects with Very Low Physical Realisation

To evaluate the possible influence of three project records with physical realisation below 10%, Model 2 was re-estimated after excluding those observations. The resulting dataset comprised 36 projects. The purpose of this exercise was not to establish a causal relationship between physical realisation and unit cost, but to assess the sensitivity of the scale and Rank coefficients to observations with very low implementation levels (Table 8).

The model remained statistically significant as a whole and retained high explanatory power, $R^2 = 0.816$, adjusted $R^2 = 0.805$, $F(2, 33) = 73.230$, $p < 0.001$. The coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ remained negative but statistically insignificant, $B = -0.194$, $t = -1.246$, $p = 0.222$. Rank remained positive and statistically significant, $B = 0.111$, $t = 12.056$, $p < 0.001$.

Comparison with the principal model shows that the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ retained its negative sign and remained statistically insignificant in both specifications. The absence of a significant scale coefficient is therefore not attributable solely to the three records with very low physical realisation. Rank also remained positively associated with recorded nominal unit cost, but this association was not interpreted as calendar time, annual cost growth or a direct inflation effect.

Table 8. Model 2 sensitivity-analysis results ($n = 36$)

Variable	B	Standard error	β	t	p	Lower 95% CI	Upper 95% CI
Constant	11.353	0.944	—	12.027	<0.001	9.433	13.274
$\ln(\text{Housing Units})$	-0.194	0.155	-0.093	-1.246	0.222	-0.510	0.123
Rank	0.111	0.009	0.900	12.056	<0.001	0.092	0.129

Additional Sensitivity Check Excluding Potentially Influential Observations

To assess the influence of observations 11 and 18, which exceeded the Cook's-distance screening threshold, Model 2 was re-estimated after excluding both records. In the model based on 37 observations, the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ was not statistically significant, $B = 0.045$, $p = 0.774$; Rank remained positive and significant, $B = 0.113$, $p < 0.001$. The explanatory power of the model was $R^2 = 0.835$.

Although the sign of the scale coefficient changed after these observations were excluded, its statistical insignificance remained. The principal inference concerning project scale therefore did not depend on these two observations. The sign change nevertheless indicates that, in a small dataset, the scale estimate is not wholly insensitive to particular records. The finding is consequently interpreted not as definitive proof that economies of scale do not exist, but as evidence that project size is not statistically significantly associated with recorded nominal unit cost within the observed Istanbul portfolio.

Discussion

Recorded Nominal Unit-Cost Variation in the Istanbul Project Portfolio

The wide unit-cost distribution observed in publicly funded urban transformation and mass-housing projects in Istanbul indicates that explaining cost behaviour solely through project scale or production volume may be insufficient. The arithmetic mean being substantially above the median, together with the broad distance between the lower and upper tails, suggests that several high-unit-cost projects raise the portfolio average and that project-level cost structures are highly heterogeneous. Right-skewness in construction-project costs may be associated with project-level variation in scope, implementation conditions and uncertainty (Akintoye, 2000; Flyvbjerg, 2014; Love et al., 2013); evaluating the mean together with the median and other distributional measures therefore provides a sounder basis for comparison.

In interpreting this heterogeneity, it is important to recognise that the unit-cost indicator used in the analysis does not represent housing construction cost alone. The ratio of recorded nominal total value to housing-unit count may include commercial units, social facilities, infrastructure works, landscaping and other implementation components within the project package. A high unit cost may therefore reflect broader work scope or more demanding implementation conditions rather than low efficiency or weak cost management (Akintoye, 2000; Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000; Winch, 2010). The inclusion of shops or other non-housing elements in some projects at the upper tail of Table 3 illustrates how differences in scope may affect the comparability of the TL-per-housing-unit indicator. Since the shares of these components in total value cannot be disaggregated consistently, the magnitude of their effects on unit cost cannot be estimated directly with the available data (Akintoye, 2000; Winch, 2010).

The statistically significant overall difference identified by the Kruskal–Wallis test indicates that at least one physical-realisation group has a unit-cost distribution different from the others (Kruskal & Wallis, 1952). Although the difference between the median of projects with 100% physical realisation and that of projects in the 75%–99% band is noteworthy, it must not be interpreted as a causal effect of physical realisation on cost. The absence of verified tender and contract dates for all projects, uncertainty over whether recorded total value represents the initial tender amount, a revised contract amount or an updated record, and differences in project scope may all contribute to separation among the groups. Projects with lower physical realisation appearing to have higher unit costs are therefore interpreted as a distributional pattern among projects at different implementation levels, not as direct evidence of delay or cost escalation (Wooldridge, 2020).

Evaluation of the Economies-of-Scale Finding

In housing production, standardisation, repetitive work processes, bulk purchasing and the distribution of fixed site costs across a larger number of units support the theoretical expectation that average cost may decline as project scale increases (Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000; Merrow, 2011). In the Istanbul portfolio, however, the coefficient on $\ln(\text{Housing Units})$ was not statistically significant either in Model 1, which included scale alone, or in Model 2, which added Rank. The negative but insignificant coefficient in Model 2 means that the expectation of a systematic association between larger project size and lower recorded nominal unit cost is not supported empirically within the observed portfolio.

This result does not prove that economies of scale are absent from all urban transformation projects in Istanbul. It shows only that no statistically significant scale effect could be identified for the observed project-level records and the cost indicator used. The possibility of a nonlinear relationship between project scale and unit cost was tested with $[\ln(\text{Housing Units})]^2$, but the term was not statistically significant and therefore provided insufficient evidence of either a U-shaped or

an inverted-U-shaped scale–cost relationship (Wooldridge, 2020). The insignificant scale coefficient cannot consequently be attributed solely to inadequacy of a linear functional form.

The regression diagnostics indicate that the principal model satisfies some assumptions while requiring caution in other respects. VIF values close to 1 indicate no multicollinearity, while the Breusch–Pagan and White tests do not reject the constant-variance assumption (Breusch & Pagan, 1979; White, 1980). The Shapiro–Wilk and Jarque–Bera tests yield different conclusions regarding residual normality, requiring careful interpretation with 39 observations (Jarque & Bera, 1980; Shapiro & Wilk, 1965). Two records exceed the Cook’s-distance screening threshold, but no standardised residual exceeds an absolute value of 3 (Cook, 1977). The scale coefficient remains statistically insignificant after projects with physical realisation below 10% are excluded.

Metropolitan implementation conditions in Istanbul provide a framework for understanding why the expected cost advantages of scale may not have become evident. As project scale increases, not only production volume but also the number of parcels, rights holders, administrative procedures and implementation components requiring coordination may increase. Parcel consolidation, ownership disputes, negotiations with rights holders, evacuation and relocation, demolition and excavation logistics, infrastructure relocation, site access in dense urban fabric and congestion-related transport constraints may limit the efficiency gains expected from standardisation and bulk procurement (Ataöv & Osmay, 2007; Dinçer, 2011; Enlil, 2011; Özden, 2006; Bosch-Rekveltdt et al., 2011). The megaproject literature likewise emphasises that project size may increase coordination burdens, decision-making complexity and exposure to risk (Flyvbjerg, 2014; Merrow, 2011).

These implementation difficulties are not directly measured as project-level variables in the present dataset. No causal relationship can therefore be established between parcel structure, demolition intensity, negotiation duration or logistics constraints and unit cost. They are treated as plausible mechanisms consistent with the statistical pattern and the relevant literature. Differences in scope and location among high-unit-cost projects suggest that housing-unit count alone may provide an incomplete explanation of cost variation; estimating the magnitude of these relationships would require more detailed project-scope and spatial data.

Relationship between Source-Record Rank and Recorded Nominal Unit Cost

The strong positive association between Rank and recorded nominal unit cost in Model 2 indicates that nominal unit costs differ systematically along the source-record sequence. Rank, however, is not a calendar year, tender date, contract date, project duration or official project number. Its coefficient cannot therefore be interpreted as annual cost growth, an inflation effect or a constant rate of cost escalation over time. Its meaning is limited to recorded nominal cost variation along the ordering of TOKİ’s source records.

The statistical significance of Rank² suggests that a strictly linear function may be inadequate for representing the association between source-record ordering and nominal unit cost (Wooldridge, 2020). The linear coefficient $B = 0.111$ should therefore not be read as a constant rate of change applying at every level of the source-record sequence. Source-record rank may be associated with the manner in which projects were published or entered into the database, with unobserved project characteristics, or with period-specific price conditions; the available data cannot separate these possibilities (Wooldridge, 2020; Young & Holsteen, 2017).

The path of the Construction Cost Index in Türkiye provides a general macroeconomic context showing that construction costs are sensitive to price movements (TÜİK, 2024). Since verified tender or contract dates are unavailable at project level, Rank could not be matched directly with the Construction Cost Index and a reliable correlation between them could not be calculated. The index is therefore used not as empirical validation of Rank, but as general context for why nominal cost comparisons require caution with respect to time and price levels (Wooldridge, 2020).

The strong association between source-record ordering and nominal unit cost brings time-related cost-risk management into the discussion, although project duration is not measured directly. No causal inference can therefore be made that faster delivery reduces costs (Wooldridge, 2020; Young & Holsteen, 2017). Protracted administrative and legal procedures are recognised implementation risks (Ataöv & Osmay, 2007; Özden, 2006), and in periods of volatile input prices, extended implementation may lengthen projects' exposure to nominal price pressures (Ercan, 2017; Kocaman et al., 2020; Resmî Gazete, 2013). The emphasis on time-related cost-risk management is consequently a cautious policy inference derived from the regression results, the nominal nature of the monetary values and the relevant literature, rather than from a directly estimated delivery-time effect.

Implications for Tender Packaging, Phasing and Budgeting

The findings indicate that package size alone may be an insufficient measure of efficiency in publicly funded urban transformation. The absence of a statistically significant relationship between project size and recorded nominal unit cost means that the assumption that packages containing more housing units automatically produce lower unit costs is not supported for the Istanbul portfolio. Tender packaging and phasing decisions may therefore benefit from considering parcel structure, demolition intensity, accessibility, logistics capacity, negotiations with rights holders and institutional coordination requirements alongside housing-unit count (Ataöv & Osmay, 2007; Flyvbjerg, 2014; Özden, 2006; Bosch-Rekveldt et al., 2011). The urban-transformation literature also indicates that planning and implementation decisions should be addressed by considering spatial suitability, social structure and institutional capacity together rather than solely through physical production volume (Batal & Dur, 2019; Ece Kaya & Erbaş, 2024; Keçeli, 2014).

Increasing package size may create bulk-purchasing and standardisation advantages, but it may also increase implementation risks once administratively and logistically manageable limits are exceeded (Flyvbjerg, 2014; Ive & Gruneberg, 2000; Merrow, 2011). Rather than selecting the largest possible tender package, authorities may consider project packages divided into feasible phases that preserve potential scale advantages while limiting managerial and logistical complexity (Flyvbjerg, 2014; Merrow, 2011). As the effects of alternative phasing arrangements were not tested directly, this recommendation should be understood not as an empirically estimated optimum package size, but as an implementation implication derived from the findings. Studies of urbanisation and land use also indicate that rapid and uncontrolled spatial growth may create additional pressures on infrastructure provision, accessibility and the management of urban development (Avcu & Buldur, 2018; Benek & Şahap, 2016; Keçeli, 2014).

For the management of time-related cost risks, it is important to increase the predictability of administrative procedures, strengthen coordination among institutions and stakeholders, address disputes at an early stage and monitor factors that may interrupt implementation schedules (Ataöv & Osmay, 2007; Ercan, 2017; Özden, 2006). Since Rank does not measure project duration or calendar time, these recommendations should not be based on a definitive claim that a period effect determines costs. More cautiously, where input prices are volatile, the management of project delivery and contractual processes should be considered as a factor in the predictability of project budgets (Ercan, 2017; Kocaman et al., 2020; Resmî Gazete, 2013). The public-administration and urban-governance literature also demonstrates the importance of institutional coordination, the division of responsibilities and administrative capacity for the effectiveness of public services (Deniz, 2013; Yazıcı, 2018; Winch, 2010).

Presenting unit-cost comparisons together with scope and risk indicators may also support a sounder assessment of public projects (Akintoye, 2000; Çolak & Uğur, 2023; Love et al., 2013). Where commercial units, social facilities, infrastructure obligations, landscaping, demolition and excavation requirements are not reported, a simple TL-per-housing-unit comparison may reflect

differences in scope and complexity more than project efficiency (Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000; Winch, 2010). Future project reporting may therefore improve comparability by presenting total construction area, non-housing floor area, demolition volume, infrastructure scope and implementation constraints together with recorded nominal unit cost (Akintoye, 2000; Flanagan et al., 1989; Ive & Gruneberg, 2000; Winch, 2010). Relevant studies also emphasise that physical outputs should be considered together with their social and spatial consequences when urban-transformation practices are evaluated (Altıparmak & Tuna Uysal, 2020; Batal & Dur, 2019; Ece Kaya & Erbaş, 2024).

The legal and contractual framework should also be linked more visibly to cost management. Rights ownership, evacuation, negotiation and administrative decision-making may contribute to time and implementation uncertainty in projects governed by Law No. 6306 (6306 Sayılı Kanun, 2012; Ataöv & Osmay, 2007; Özden, 2006). Transparent monitoring of contract duration, price-adjustment provisions, progress-payment schedules and work-programme revisions, together with separate reporting of scope changes and nominal value updates, may improve the reliability of cost comparisons in publicly funded transformation projects (Ercan, 2017; Kocaman et al., 2020; Resmî Gazete, 2013; Winch, 2010). Considering rights ownership, displacement and social-cohesion processes together with legal implementation may also contribute to the sounder management of urban-transformation projects not only financially but also in terms of social sustainability (Altıparmak & Tuna Uysal, 2020; Ayık, 2015; Koçak, 2014).

Conclusion

The analysis of all Istanbul projects in TOKİ's publicly accessible records that met the research criteria as of January 2026 found no statistically significant relationship between project scale and recorded nominal unit cost. Within the observed portfolio, the economies-of-scale expectation that projects containing more housing units would systematically generate lower unit costs was not statistically supported. The principal inference remained unchanged across alternative model specifications and sensitivity checks.

This result should not be interpreted as showing that economies of scale can never arise in urban transformation. It indicates that no statistically distinguishable relationship between project size and nominal unit cost could be identified with the project-level data and cost indicator used here. Recorded nominal unit costs nevertheless differed substantially along the source-record sequence, suggesting that unit-cost behaviour should be considered together with project scope and implementation conditions rather than production volume alone. Because Rank does not represent calendar time or inflation directly, the association cannot be attributed to a specific period or price effect.

The principal contribution of the study is to show that the widely accepted assumption that “a larger project produces a lower unit cost” is not automatically valid within the observed Istanbul portfolio. The findings indicate that tender packaging and budgeting decisions should consider implementation capacity, project scope, logistics and institutional coordination requirements in addition to project size. A cautious approach that prioritises manageable and comparable project scopes may therefore be preferable to the assumption that large tender packages are inherently more efficient.

www.turkishstudies.net/economy**Turkish Studies - Economics, Finance, Politics**

eISSN: 2667-5625

**ANKARA SCIENCE
UNIVERSITY**

Kamu Kaynaklı Kentsel Dönüşümde Ölçek Ekonomisi Var mı? İstanbul'daki TOKİ Mega Projeleri Üzerinden Bir Analiz

Giriş

İstanbul'da kentsel dönüşüm, deprem riski ve bu riskle ilişkili kırılganlıkların yanı sıra planlama kararları, mülkiyet rejimi ve uygulama kapasitesi çerçevesinde şekillenen çok katmanlı bir kamu politikası alanıdır (Ataöv ve Osmay, 2007; Deniz, 2013; Ece Kaya ve Erbaş, 2024; Köktürk ve Köktürk, 2007; Özden, 2006). Bu alan, yalnızca fiziksel yapı stokunun yenilenmesini değil, aynı zamanda risk azaltma, hak sahipliği, kamu kaynaklarının kullanımı, mekânsal yeniden dağıtım ve kurumsal uygulama kapasitesi gibi birbiriyle ilişkili politika sorunlarını da kapsamaktadır (Roberts ve Sykes, 2000). 1999 Marmara Depremi sonrasında kentsel dönüşüm gündemi, yeni yerleşim alanlarının oluşturulmasından çok mevcut yapı stokunun yenilenmesi ve riskli alanların dönüştürülmesi ekseninde yoğunlaşmıştır. Deprem riski, arazi kullanımı ve kentsel yapı çevre arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar da afet maruziyetinin yerleşim örüntülerinden ve mekânsal gelişme kararlarından bağımsız değerlendirilemeyeceğini göstermektedir (Elmastaş ve Özcanlı, 2014). Bu süreç, piyasa odaklı büyüme stratejileri ve neoliberal kentsel yönetim uygulamalarıyla iç içe ilerlemiştir (Balaban, 2012; Dinçer, 2011; Enlil, 2011; Lees vd., 2008). Bu dönüşüm yaklaşımı, hem inşaat odaklı ekonomik büyüme modeliyle kurduğu ilişki hem de insan hakları, sosyal haklar, çevre hakkı ve kent hakkı bakımından doğurduğu toplumsal maliyetler üzerinden eleştirel biçimde tartışılmaktadır (Şahin, 2015). Türkiye'deki kentsel dönüşüm deneyimleri ayrıca ölçülebilir fiziksel çıktıları öne çıkarırken toplumsal, mekânsal ve kurumsal sonuçları ikincil planda bırakabilen yaklaşımlar bakımından da eleştirilmektedir (Batal ve Dur, 2019). İstanbul özelinde, dönüşüm uygulamalarının soylulaştırma, mülkiyet transferi ve mekânsal eşitsizlik tartışmalarını gündeme getirdiği ve merkezî ilçelerde yürütülen projelerin toplumsal ve mekânsal gerilimleri artırdığı literatürde geniş ölçüde ele alınmaktadır (Ayık, 2015; Çavuşoğlu ve Strutz, 2014; Çeker ve Belge, 2015; Kuyucu ve Ünsal, 2010; Şengül, 2009; Tuna, 2004; Türkün, 2011). Mahalle ölçeğindeki çalışmalar da kentsel dönüşümün göç, yerinden edilme ve yerel toplumsal yapıların sürekliliği üzerinde etkiler doğurabildiğini göstermektedir (Koçak, 2014). Bu süreçlerin toplumsal ve mekânsal sonuçları, Tarlabası ve Sulukule örneklerinde yerinden edilme ve mahalle dokusunun yeniden biçimlenmesi üzerinden görünür hâle gelmiştir (Ata, 2010; Kaban, 2011). Benzer etkilerin çevredeki mahallelerde de ortaya çıkabildiği Sarıgöl örneği üzerinden gösterilmiş; Sarıyer-Derbent üzerine yapılan bir çalışma ise gecekondü bölgelerindeki dönüşüm süreçlerinin mevcut topluluklar açısından ek toplumsal sorunlar üretebildiğini ortaya koymuştur (Altıparmak ve Tuna Uysal, 2020; Kılıç ve Hardal, 2014).

Türkiye'de devlet destekli konut üretimi ve dönüşüm uygulamalarının başlıca kurumsal aktörlerinden biri olan Toplu Konut İdaresi Başkanlığı (TOKİ), yalnızca konut üreten bir kuruluş olmanın ötesinde, kentsel mekânın yeniden düzenlenmesinde etkili bir kamu kurumudur (Özdemir, 2011; TOKİ, 2024). TOKİ'nin proje portföyü, uygulama ölçeği ve ihale tercihleri, dönüşümün

finansmanını ve kamu kaynaklarının kullanım biçimini doğrudan şekillendirmektedir (TOKİ, 2024, 2025). 6306 sayılı Afet Riski Altındaki Alanların Dönüştürülmesi Hakkında Kanun, dönüşüm süreçlerinin hukuki çerçevesini yeniden düzenlemiştir; riskli alanların belirlenmesi, hak sahipliği ve değerlendirme gibi konulardaki uygulama esaslarını daha belirgin hâle getirmiştir (6306 sayılı Kanun, 2012; T.C. Çevre ve Şehircilik Bakanlığı, 2019). Buna karşılık parsel birleştirme, mülkiyet uyuşmazlıkları, hak sahipleriyle uzlaşma süreçleri ve uzayan idari işlemler, dönüşüm projelerinde süre ve maliyet belirsizliğini artırabilen başlıca uygulama güçlükleri ve belirsizlik kaynakları arasında yer almaktadır (Ataöv ve Osmay, 2007; Özden, 2006). Ayrıca rezerv alanların belirlenmesi ve proje alanlarının seçimine ilişkin kararlar, yalnızca uygulama kapasitesine değil, mekânsal uygunluğa ve kurumsal karar süreçlerine de bağlıdır (Bektaş, 2021; Cılız ve Aksu, 2023). Kentsel dönüşümün mimarlık ve şehir planlama eğitimindeki ele alınış biçimi de bu kararların disiplinler arası niteliğini ve mekânsal, hukuki ve uygulamaya dönük bilginin birlikte değerlendirilmesi gereğini ortaya koymaktadır (Ece Kaya ve Erbaş, 2024). Daha genel olarak, kentsel gelişime ilişkin çalışmalar, yer seçimi kararlarının, arazi kullanım örüntülerinin ve planlama kademelenmesinin kentlerin büyüme yönü ve biçimi üzerinde uzun dönemli etkiler yaratabildiğini göstermektedir (Benek ve Şahap, 2016; Keçeli, 2014).

Kamu kaynaklı dönüşüm projelerinde maliyet davranışı, yalnızca proje ölçeği ve yapım tekniğiyle değil, kamu ihale ve sözleşme rejimiyle de ilişkilidir. Yapım işlerinde sözleşme süresi, hakediş süreçleri, fiyat farkı mekanizmaları ve iş programı revizyonları, özellikle girdi fiyatlarının hızla değiştiği dönemlerde kayıtlı nominal maliyetlerin oluşumunu ve yönetimini etkileyebilen kurumsal unsurlardır (Ercan, 2017; Kocaman vd., 2020; Resmi Gazete, 2013; Winch, 2010). Bu nedenle TOKİ projelerindeki birim maliyet davranışının yalnızca üretilen konut sayısı üzerinden değerlendirilmesi sınırlı kalmakta; proje ve ihale kapsamı, teslim süresiyle ilişkili maliyet riskleri, fiyat düzeyindeki değişimler ve uygulama koşulları da birim maliyet bulgularının yorumlanmasında göz önünde bulundurulmalıdır (Cantarelli vd., 2012).

Kamu yatırımlarının büyüklüğü ve sürekliliği, maliyetlerin izlenmesini ve karşılaştırılabilir göstergelerin geliştirilmesini gerekli kılmaktadır. İnşaat sektöründe maliyet oluşumu, proje ölçeği ve örgütsel kapasite kadar piyasa koşulları ve risk yapısıyla da şekillenmekte; maliyet tahmini ile maliyet risklerinin yönetimi, karar süreçlerinin niteliğini doğrudan etkileyebilmektedir (Akintoye, 2000; Çolak ve Uğur, 2023; Love vd., 2016; Polat, 2005). Türkiye’de inşaat maliyetlerindeki değişimin izlenmesinde İnşaat Maliyet Endeksi temel göstergelerden biridir; bu nedenle kamu eliyle yürütülen programlarda fiyat hareketlerinin düzenli biçimde takip edilmesi önem taşımaktadır (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2024). Bununla birlikte, proje düzeyinde doğrulanmış ihale veya sözleşme tarihleri bulunmadığında kayıtlı nominal proje bedellerinin endeks yardımıyla reel değerlere dönüştürülmesi güvenilir biçimde gerçekleştirilememektedir. Bu nedenle nominal birim maliyet karşılaştırmalarının yöntemsel sınırları açıkça belirtilmeli; sıralama göstergesinin kapsamı ve yorum sınırları, göstergenin takvim zamanını veya enflasyonu doğrudan temsil etmediği gözetilerek tanımlanmalıdır. Bu çerçevede, dönüşüm projelerindeki maliyet dinamiklerinin yalnızca toplam bütçe üzerinden değil, konut başına birim maliyet düzeyinde de izlenmesi, yaşam döngüsü maliyeti ve mali sürdürülebilirlik bakımından önemli bir değerlendirme alanı sunmaktadır (Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000).

Konut üretiminde proje ölçeği büyüdükçe standartlaşma, tekrarlı üretim ve toplu tedarikten doğan avantajların birim maliyetleri düşürmesi beklenebilir. Bununla birlikte metropol ölçeğindeki kentsel dönüşüm, ölçek kaynaklı verimlilikler ile uygulama karmaşıklığından doğan maliyetler arasında bir gerilim yaratmaktadır (Flyvbjerg, 2014; Ive ve Gruneberg, 2000; Mellow, 2011). İstanbul gibi yoğun yapılaşmış, erişim olanakları sınırlı ve uygulama koşulları güç olan alanlarda yıkım ve hafriyat süreçleri, şantiye lojistiği, malzeme sevkiyatı, izin işlemleri, hak sahipleriyle uzlaşma, altyapı deplasmanı, etaplandırma ve paydaş koordinasyonu gibi unsurlar proje ölçeği büyüdükçe daha karmaşık hâle gelebilmektedir (Dinçer, 2011; Flyvbjerg, 2014; Sönmez, 2019).

Kentleşme üzerine yapılan çalışmalar da hızlı mekânsal büyümenin ve arazi kullanımındaki değişimlerin altyapı sunumu, erişilebilirlik ve kentsel büyümenin yönetimi üzerinde ek baskılar oluşturabildiğini göstermektedir (Avcu ve Buldur, 2018; Benek ve Şahap, 2016). Bu koşullarda, standartlaşma, tekrarlı üretim ve toplu tedarikten beklenen maliyet avantajları, metropol içi uygulama kısıtları ve zamana bağlı nominal maliyet baskıları nedeniyle zayıflayabilmektedir. Dolayısıyla daha büyük projelerin zorunlu olarak daha düşük birim maliyet üreteceği varsayımının İstanbul'daki kamu kaynaklı dönüşüm projeleri üzerinden ampirik olarak sınanması önem taşımaktadır (Flyvbjerg, 2014; Ive ve Gruneberg, 2000; Odeck, 2004).

Kentsel dönüşümüne ilişkin literatürde planlama, siyasal ekonomi ve toplumsal etkiler öne çıkmaktadır (Balaban, 2012; Harvey, 2012; Şengül, 2009). Turkish Studies kapsamında yayımlanan çalışmalar da ağırlıklı olarak dönüşümün toplumsal sonuçları, değişen mahalle yapıları, kentleşme örüntüleri, planlama sorunları ve yerel topluluklarla yeniden geliştirme süreçleri arasındaki ilişki üzerinde yoğunlaşmıştır (Altıparmak ve Tuna Uysal, 2020; Ayık, 2015; Batal ve Dur, 2019; Ece Kaya ve Erbaş, 2024; Koçak, 2014). Buna karşılık proje düzeyindeki maliyet davranışına yönelik ampirik incelemeler daha sınırlı kalmaktadır. İhale ve proje kayıtlarına dayalı mikro düzeydeki analizler ise maliyet tahmini, risk yönetimi ve birim maliyet analizinin birlikte değerlendirilmesine olanak vermektedir (Akintoye, 2000; Çolak ve Uğur, 2023; Flyvbjerg, 2009; Polat, 2005).

Bu kuramsal ve yöntemsel çerçeve doğrultusunda araştırmanın ampirik kapsamı, Ocak 2026 itibarıyla TOKİ'nin 280 kentsel dönüşüm ve gelişim projesinden oluşan kamuya açık proje listesinde yer alan ve dâhil edilme ölçütlerini karşılayan İstanbul'daki 39 proje kaydının tamamından oluşmaktadır (TOKİ, 2025). Dolayısıyla proje düzeyindeki veri seti rastlantısal bir örnekleme değil, veri derleme tarihinde erişilebilen ve dâhil edilme ölçütlerini karşılayan İstanbul kayıtlarının tam sayımına dayanmaktadır. Analizde konut sayısı, kayıtlı nominal toplam bedel, fiziki gerçekleşme oranı ve kaynak kayıt diziliminden türetilen Sıra değişkeni kullanılmıştır. Sıra değişkeni ihale tarihi, sözleşme tarihi, takvim yılı veya resmî proje numarası niteliğinde değildir; yalnızca kaynak kayıt dizilimi boyunca gözlenen nominal maliyet farklılaşmasını modele yansıtmak amacıyla kullanılan sınırlı bir sıralama göstergesidir. Bu kapsamda temel araştırma sorusu, proje ölçeğindeki artışın kayıtlı nominal birim maliyeti istatistiksel olarak anlamlı biçimde düşürüp düşürmediğidir. Çalışma, İstanbul'daki kamu kaynaklı dönüşüm projelerinde ölçek ekonomisi beklentisinin geçerliliğini proje kapsamındaki heterojenlik, kaynak kayıt sıralaması ve metropol içi uygulama karmaşıklığı bağlamında incelemekte; kentsel dönüşüm literatürüne kamu harcamaları ve maliyet davranışı açısından proje düzeyinde tamamlayıcı bir katkı sunmayı amaçlamaktadır.

Araştırma Deseni

Araştırma, TOKİ'nin kamuya açık proje kayıtlarından derlenen proje düzeyindeki ikincil verilere dayanan nicel, kesitsel, gözlemsel ve ilişkisel bir tasarıma sahiptir. Bu çalışmada, kamu eliyle yürütülen kentsel dönüşüm ve gelişim projelerinde proje ölçeği ile kayıtlı nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin sınanması ve gözlenen maliyet farklılıklarının fiziki gerçekleşme düzeyi, proje kapsamındaki heterojenlik ve kaynak kayıt dizilimiyle birlikte değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bu tasarım, nedensel bir etki tahmininden ziyade incelenen proje portföyündeki değişkenler arasındaki istatistiksel ilişkilerin belirlenmesine yöneliktir. Proje ölçeği, maliyet davranışı ve uygulama koşullarını birlikte ele alan bu yaklaşım, maliyet tahmini, maliyet yönetimi ve yaşam döngüsü maliyeti literatürüyle ilişkilendirilmiştir (Akintoye, 2000; Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000; Polat, 2005).

Çerçeve Evren ve Analiz Kapsamı

Araştırmanın veri kaynağı, TOKİ'nin kamuya açık "Proje Tipine Göre Uygulamalar" başlıklı internet sayfasıdır (<https://www.toki.gov.tr/proje-tipine-gore-uygulamalar>) (TOKİ, 2025). Veri seti, Ocak 2026 itibarıyla bu sayfada erişilebilir durumda olan kayıtlardan derlenmiştir. Bir projenin analize dâhil edilmesi için kentsel dönüşüm ve gelişim kapsamında listelenmesi, proje adı

veya il bilgisinde “İstanbul” ifadesinin yer alması ve konut sayısı, kayıtlı toplam bedel ile fiziki gerçekleşme oranı alanlarının eksiksiz olması ölçütleri aranmıştır. Veri kaynağının, erişim döneminin ve dâhil edilme ölçütlerinin açıkça belirtilmesi, veri derleme sürecinin şeffaflığını ve izlenebilirliğini güçlendirmektedir.

Araştırmanın çerçeve evreni, TOKİ'nin "Proje Tipine Göre Uygulamalar" kayıtlarında kentsel dönüşüm ve gelişim kapsamında listelenen 280 proje kaydından oluşmaktadır. Analiz birimi projedir; kaynak listesinde İstanbul ile ilişkilendirilen ve dâhil edilme ölçütlerini karşılayan 39 proje kaydının tamamı analize alınmıştır (TOKİ, 2025).

Bu nedenle söz konusu 39 proje, rastlantısal biçimde seçilmiş bir örneklem değil, veri derleme tarihinde kaynak listede bulunan ve dâhil edilme ölçütlerini karşılayan İstanbul kayıtlarının tam sayımıdır. Bu kayıtlar, toplam 17.231 konutu ve 9.956.951.349 TL kayıtlı nominal toplam bedeli temsil etmektedir. İstanbul'a odaklanması, yoğun yapılaşma, parçalı mülkiyet yapısı, yıkım ve tahliye süreçleri, erişim ve lojistik kısıtlar ile çok aktörlü idari süreçlerin maliyet davranışıyla ilişkisini belirli bir metropol bağlamında inceleme amacına dayanmaktadır.

Araştırma iller arası bir karşılaştırma amacı taşımadığından Ankara, İzmir ve Bursa gibi diğer büyükşehirler analize dâhil edilmemiştir. Çok kentli bir karşılaştırma, doğrulanmış ihale ve sözleşme tarihleri, il düzeyindeki fiyat farklılıkları, proje kapsamı, toplam inşaat alanı ve mekânsal karmaşıklık göstergeleri bakımından uyumlaştırılmış ayrı bir veri yapısını gerektirmektedir. Bu nedenle elde edilen bulgular yalnızca İstanbul alt evreni bağlamında yorumlanmıştır.

Veri seti tam sayım niteliğinde olmakla birlikte, istatistiksel modeller daha geniş bir coğrafi evrene örneklem temelli genelleme yapmak için değil, gözlenen İstanbul portföyündeki koşullu ilişkileri ve model belirsizliğini değerlendirmek amacıyla kullanılmıştır.

Veri Yapısı

Her proje için aşağıdaki değişkenler kullanılmıştır:

- Konut sayısı
- Kayıtlı nominal toplam bedel (TL)
- Fiziki gerçekleşme oranı
- Kaynak kayıt sırası (Sıra)

Toplam bedel değişkeninin tüm projelerde başlangıç ihale bedelini mi, revize sözleşme bedelini mi yoksa güncellenmiş kayıt değerini mi temsil ettiği ayrı ayrı doğrulanamamıştır. Bu nedenle söz konusu değişken “kayıtlı nominal toplam bedel” olarak adlandırılmış ve analizde kullanılan parasal değerler reel (enflasyondan arındırılmış) maliyetler olarak değil, TOKİ kayıtlarında yer alan nominal büyüklükler olarak değerlendirilmiştir.

Değişkenler ve Operasyonelleştirme

Bağımlı değişken, kayıtlı nominal toplam bedelin konut sayısına bölünmesiyle hesaplanan birim maliyettir:

$$\text{Birim maliyet} = \text{Kayıtlı nominal toplam bedel} / \text{Konut sayısı}$$

Bu gösterge, projeler arasında TL/konut cinsinden ortak bir ölçüt oluşturmak amacıyla kullanılmıştır. Bununla birlikte hesaplanan değer, yalnızca konut yapım maliyetini temsil etmemekte; proje kapsamındaki konut dışı bileşenleri de içerebilen kayıtlı nominal toplam bedelin konut sayısına oranlanmasıyla elde edilen karşılaştırmalı bir maliyet göstergesi niteliği taşımaktadır.

Temel bağımsız değişken olan proje ölçeği, projedeki konut sayısı ile ölçülmüş ve regresyon modellerinde $\ln(\text{Konut Sayısı})$ biçiminde kullanılmıştır.

Modelde kullanılan Sıra değişkeni, ulusal kaynak listesinde İstanbul projelerinin görece dizilimi korunarak oluşturulmuş ve İstanbul alt evreni içinde 1’den 39’a kadar ardışık olarak yeniden indekslenmiştir. Bu yeniden indeksleme görece sıralamayı korumakta, ancak ulusal listedeki özgün sıra değerleri arasındaki aralıkları modele taşımamaktadır. Sıra değişkeni ihale tarihi, sözleşme tarihi, takvim yılı, proje süresi veya TOKİ’nin resmî proje numarası değildir. Bu nedenle takvim zamanını ya da enflasyonu temsil eden bir dönem kontrolü olarak değil, kaynak kayıt dizilimi boyunca gözlenen nominal maliyet farklılaşmasını incelemeye yönelik sınırlı bir sıralama göstergesi olarak kullanılmıştır. Sıra katsayısı, yıllık maliyet artışı biçiminde yorumlanmamıştır.

Proje düzeyinde doğrulanmış ihale veya sözleşme yılı bilgisi bulunmadığından, Sıra değişkeninin bu zaman değişkenleri ya da İnşaat Maliyet Endeksiyle ilişkisi güvenilir biçimde sınıanamamış; verilerle desteklenmeyen bir zaman eşleştirmesi yapılmamıştır.

Fiziki gerçekleşme oranı, projelerin uygulama düzeyini betimleyen tamamlayıcı bir değişkendir. Bu değişken doğrudan gecikme veya maliyet eskalasyonu ölçütü olarak ele alınmamıştır. Tanımlayıcı ve karşılaştırmalı analizler için projeler fiziki gerçekleşme oranı %100 olan, %75–%99 arasında olan ve %75’in altında olan projeler şeklinde üç gruba ayrılmış; birim maliyet dağılımlarının gruplar arasında farklılaşıp farklılaşmadığı Kruskal–Wallis testiyle değerlendirilmiştir.

Veri Temizleme ve Ön İşleme

Toplam bedel değişkeni metinsel para biçiminden sayısal biçime dönüştürülürken “TL” ibaresi ve boşluklar silinmiş, binlik ayırıcı noktalar kaldırılmış, ondalık ayırıcı virgüller noktaya dönüştürülmüş ve elde edilen değer sayısal biçime çevrilmiştir. Örneğin, “24.862.000,00 TL” biçimindeki bir kayıt yazılımın okuyabileceği “24862000.00” biçimine dönüştürülmüştür. Birim maliyet ardından kayıtlı nominal toplam bedelin konut sayısına bölünmesiyle hesaplanmıştır.

Birim maliyet dağılımındaki sağa çarpıklığı azaltmak ve ölçek katsayısının esneklik biçiminde yorumlanmasına olanak sağlamak amacıyla birim maliyet ve konut sayısı değişkenlerine doğal logaritma dönüşümü uygulanmıştır. Regresyon modellerinde kullanılan dönüşümler şunlardır:

- $\ln(\text{Birim Maliyet})$
- $\ln(\text{Konut Sayısı})$

Fiziki gerçekleşme oranı kaynak kayıtlarında 0–1 aralığında yer aldığından, grup sınıflandırmalarında yüzde karşılığı kullanılmış; örneğin 1,00 değeri %100, 0,80 değeri ise %80 fiziki gerçekleşme olarak değerlendirilmiştir.

İstatistiksel Analiz ve Model Spesifikasyonu

Analizler IBM SPSS Statistics yazılımında yürütülmüştür. Tanımlayıcı analizlerde ortalama, standart sapma, medyan, birinci ve üçüncü çeyrek değerleri, minimum ve maksimum değerler hesaplanmış; fiziki gerçekleşme grupları arasındaki birim maliyet dağılımları, dağılımın çarpıklığı ve gruplardaki gözlem sayılarının dengesizliği dikkate alınarak parametrik olmayan Kruskal–Wallis testiyle karşılaştırılmıştır.

Proje ölçeği ile birim maliyet arasındaki ilişkiyi log-log biçiminde kuran iki temel OLS modeli tahmin edilmiştir.

Model 1: Yalnızca ölçek değişkeni

$$\ln(\text{Birim Maliyet}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Konut Sayısı}) + \varepsilon$$

Model 2: Ölçek ve Sıra değişkenleri

$$\ln(\text{Birim Maliyet}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Konut Sayısı}) + \beta_2 \text{Sıra} + \varepsilon$$

Burada α sabit terimi, β_1 proje ölçeği katsayısını, β_2 Sıra değişkeninin katsayısını ve ε hata terimini göstermektedir.

Model 1, proje ölçeği ile birim maliyet arasındaki iki değişkenli ilişkiyi; Model 2 ise Sıra değişkeni modele eklendiğinde proje ölçeği katsayısının yönünü ve istatistiksel anlamlılığını incelemektedir. Sıra değişkeni maliyetleri reel hâle getirmemekte ve enflasyon etkisini ayırtmamaktadır.

Log-log spesifikasyonda β_1 katsayısı, konut sayısındaki %1'lik değişimle ilişkili olarak birim maliyette meydana gelen yaklaşık yüzdesel değişimi ifade etmektedir (Wooldridge, 2020). Negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir β_1 katsayısı ölçek ekonomisi beklentisiyle uyumlu kabul edilirken, katsayının anlamsız olması incelenen İstanbul portföyünde ölçek ekonomisi yönünde yeterli istatistiksel kanıt bulunmadığı biçiminde değerlendirilmiştir (Ive ve Gruneberg, 2000). Bulgular nedensel etkiler olarak değil, proje portföyü içindeki koşullu istatistiksel ilişkiler olarak yorumlanmıştır (Wooldridge, 2020).

Regresyon tanıları kapsamında çoklu doğrusal bağlantı VIF değerleriyle, sabit varyans varsayımı Breusch-Pagan ve White testleriyle, artıkların normal dağılıma uygunluğu Shapiro-Wilk ve Jarque-Bera testleriyle değerlendirilmiştir (Breusch ve Pagan, 1979; Jarque ve Bera, 1980; Shapiro ve Wilk, 1965; White, 1980). Etkili ve aykırı gözlemlerin taranmasında Cook uzaklığı ve standartlaştırılmış artıklar kullanılmış; Cook uzaklığı için $4/n$, standartlaştırılmış artıklar için ise $|\text{standartlaştırılmış artık}| > 3$ tarama ölçütü esas alınmıştır (Cook, 1977).

Ölçek etkisinin doğrusal olmayan bir biçimde ortaya çıkma olasılığı, $[\ln(\text{Konut Sayısı})]^2$ teriminin modele eklenmesiyle sınanmıştır (Wooldridge, 2020). Ayrıca Sıra ile kayıtlı nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin doğrusal biçimde modellenmesinin yeterli olup olmadığını değerlendirmek amacıyla Sıra² terimini içeren tamamlayıcı bir model kurulmuştur (Wooldridge, 2020). Tüm istatistiksel testlerde iki yönlü anlamlılık düzeyi 0,05 olarak kabul edilmiştir.

Dayanıklılık ve Duyarlılık Analizleri

Ana bulgunun belirli gözlemlere veya tek bir fonksiyonel biçime bağlı olup olmadığını değerlendirmek amacıyla birbirini tamamlayan duyarlılık kontrolleri yürütülmüştür. Fiziki gerçekleşme oranı %10'un altında olan üç proje dışlanarak Model 2 yeniden tahmin edilmiştir. Ayrıca Cook uzaklığı taramasında eşik değerini aşan iki gözlem dışlanarak model tekrar kurulmuş ve temel katsayıların bu gözlemlere duyarlılığı incelenmiştir. Ölçek etkisinin doğrusal olmayan biçimde ortaya çıkıp çıkmadığı $[\ln(\text{Konut Sayısı})]^2$ terimiyle değerlendirilmiştir. Kaynak kayıt sırası ile nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin doğrusal olmayabileceği olasılığı da Sıra² terimini içeren alternatif modelle sınanmıştır.

Bu kontroller, temel ölçek katsayısının düşük fiziki gerçekleşmeye sahip projelere, potansiyel etkili gözlemlere ve modelin fonksiyonel biçimine ne ölçüde duyarlı olduğunun değerlendirilmesini sağlamıştır.

Sınırlılıklar

Maliyet değişkenlerinin nominal TL cinsinden ifade edilmesi, araştırmanın başlıca yöntemsel sınırlılıklarından biridir. Tüm projeler için doğrulanmış ihale veya sözleşme tarihleri bulunmadığından maliyetlerin TÜİK İnşaat Maliyet Endeksi kullanılarak proje bazında reel hâle getirilmesi mümkün olmamıştır (TÜİK, 2024). Bu nedenle bulgular, enflasyondan arındırılmış maliyet tahminleri olarak değil, kayıtlı nominal bedellere dayalı proje düzeyindeki karşılaştırmalar olarak yorumlanmıştır.

Proje kapsamındaki heterojenlik de birim maliyet karşılaştırmalarını etkileyebilecek önemli bir sınırlılıktır. Bazı projelerde konut birimlerine ek olarak dükkân, ticari alan, sosyal donatı, altyapı, çevre düzenlemesi veya diğer uygulama bileşenleri bulunabilmektedir. Bu bileşenlerin tüm projeler

için standart biçimde ayrıştırılamaması nedeniyle, birim maliyet farklılıklarının bir bölümü ölçekten ziyade proje kapsamındaki farklılıklardan kaynaklanmış olabilir.

Fiziki gerçekleşme oranı projelerin uygulama düzeyini betimlemekle birlikte, kayıtlı toplam bedelin başlangıç ihale bedelini, revize sözleşme bedelini veya güncellenmiş kayıt değerini temsil edip etmediği tüm projeler için doğrulanamamıştır. Dolayısıyla fiziki gerçekleşme oranı ile birim maliyet arasındaki ilişki, maliyet eskalasyonu ya da gecikmenin doğrudan göstergesi olarak yorumlanmamıştır.

Araştırmanın İstanbul alt evreniyle sınırlandırılması, elde edilen bulguların coğrafi genellenebilirliğini de sınırlamaktadır. İstanbul'un yoğun yapılaşma, parçalı mülkiyet, yıkım, tahliye, erişim, lojistik ve idari koordinasyon koşulları diğer kentlerden farklılaşabildiğinden, sonuçların Ankara, İzmir, Bursa veya Türkiye geneline doğrudan aktarılması ihtiyat gerektirmektedir. Gelecekte yapılacak araştırmalarda, doğrulanmış ihale ve sözleşme tarihleri, toplam inşaat alanı, proje kapsam bileşenleri, konum göstergeleri, yıkım yoğunluğu ve uzlaşma süreçlerine ilişkin değişkenleri içeren çok kentli veri setleriyle ölçek etkisinin yeniden sınanması daha kapsamlı karşılaştırmalara olanak sağlayacaktır.

Bulgular

İstanbul Proje Portföyünün Genel Görünümü ve Temel Büyüklükler

Ocak 2026 itibarıyla incelenen İstanbul proje portföyü, 39 TOKİ kentsel dönüşüm ve gelişim projesinden oluşmakta; toplam 17.231 konutu ve 9.956.951.349 TL kayıtlı nominal toplam bedeli kapsamaktadır.

Proje düzeyinde hesaplanan birim maliyetlerin aritmetik ortalaması 598.054,31 TL/konut iken medyan değer 233.778 TL/konut düzeyindedir. Ortalamanın medyandan belirgin biçimde yüksek olması ve birim maliyetlerin 23.384 TL/konut ile 2.868.182 TL/konut arasında değişmesi, dağılımın sağa çarpık bir yapıyla uyumlu olduğunu ve üst uçtaki bazı projelerin ortalamaı yükselttiğini göstermektedir (Tablo 1). Bu dağılım yapısı, portföyün merkezi eğiliminin yalnızca ortalama üzerinden değerlendirilmesinin sınırlı kalabileceğine; medyan ve dağılım ölçülerinin de birlikte dikkate alınması gerektiğine işaret etmektedir.

Tablo 1. İstanbul Proje Portföyüne İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler, n=39

Değişken	N	Minimum	Maksimum	Ortalama	Standart Sapma
Kayıtlı nominal toplam bedel, TL	39	7.120.000,00	1.718.999.000,00	255.306.444,85	403.109.271,18
Konut sayısı	39	70	1.152	441,82	268,179
Birim maliyet, TL/konut	39	23.384	2.868.182	598.054,31	829.093,061

Birim maliyet ortalaması, her proje için ayrı ayrı hesaplanan TL/konut değerlerinin aritmetik ortalamasıdır; kayıtlı nominal toplam bedelin toplam konut sayısına bölünmesiyle elde edilen ağırlıklı portföy ortalamasını ifade etmemektedir. Tablo 1'de görülen geniş minimum–maksimum aralıkları ve yüksek standart sapmalar, özellikle kayıtlı nominal toplam bedel ile birim maliyet bakımından portföy içi heterojenliğin belirgin olduğunu doğrulamakta ve dağılımın alt ve üst uçlarında yer alan projelerin ayrıca incelenmesini gerekli kılmaktadır.

Birim Maliyet Dağılımının Alt ve Üst Uçları

Genel dağılıma ilişkin bulguların ardından, proje portföyünün alt ve üst uçlarında yer alan kayıtlar ayrıca incelenmiştir. En düşük birim maliyetli beş proje 23.384–58.231 TL/konut aralığında yer almakta; bu grupta Küçükçekmece-Halkalı etapları, Tuzla-Aydınlı ve İkitelli-Ayazma projeleri bulunmaktadır (Tablo 2). En yüksek birim maliyetli beş proje ise 1.820.896–2.868.182 TL/konut

aralığında sıralanmakta; bu grupta Fatih-Yedikule, Zeytinburnu-Merkezefendi, Gaziosmanpaşa-Yıldıztabya, Esenler Güney Proje Alanı ve Maltepe-Atışokulu projeleri yer almaktadır (Tablo 3).

Tablo 2 ve Tablo 3'te sunulan projeler, dağılımın alt ve üst uçlarını betimlemek amacıyla seçilmiş olup yalnızca bu konumları nedeniyle istatistiksel aykırı gözlem olarak değerlendirilmemiştir. Etkili veya aykırı gözlem niteliği, ilerleyen bölümde Cook uzaklığı ve standartlaştırılmış artık değerler kullanılarak ayrıca incelenmiştir. Tablo 2'de 1 en düşük, Tablo 3'te ise 1 en yüksek birim maliyetli projeyi göstermektedir. "Maliyet sırası" sütunu, regresyon modellerinde kullanılan Sıra değişkeninden farklıdır (Tablo 2 ve Tablo 3).

Tablolarda yer alan proje adları, bazı proje paketlerinin sosyal donatı ve ticari birimler gibi konut dışı bileşenler de içerdiğini göstermektedir. Bununla birlikte mevcut kayıtlar, bu bileşenlerin toplam bedel içindeki payının bütün projeler için standart biçimde ayrıştırılmasına veya nominal bedellerin doğrulanmış ihale ve sözleşme tarihleriyle eşleştirilmesine imkân vermemektedir. Bu nedenle alt ve üst uçlardaki maliyet farklılıkları bu aşamada proje konumu, fiziki gerçekleşme düzeyi veya uygulama karmaşıklığının doğrudan sonucu olarak yorumlanmamış; portföy içindeki betimleyici maliyet farklılaşması olarak ele alınmıştır.

Tablo 2. Birim Maliyet Dağılımının Alt Ucundaki Beş Proje

Maliyet sırası	Birim maliyet (TL/konut)	Proje adı
1	23.384	İstanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1) 3. Kısım
2	27.261	İstanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1) 1. Kısım
3	28.061	İstanbul Küçükçekmece Halkalı (182/1) 2. Kısım + sosyal donatı
4	37.298	İstanbul Tuzla Aydınli 2. Bölge 984 konut, gecekondü dönüşüm
5	58.231	İstanbul Küçükçekmece İkitelli Ayazma

Tablo 3. Birim Maliyet Dağılımının Üst Ucundaki Beş Proje

Maliyet sırası	Birim maliyet (TL/konut)	Konut sayısı	Kayıtlı nominal toplam bedel (TL)	Fiziki gerçekleşme (%)	Proje adı
1	2.868.182	176	504.800.000	2	Fatih, Yedikule (Atılgan Sitesi) Kentsel Dönüşüm Projesi
2	2.729.339	484	1.321.000.000	80	Zeytinburnu, Merkezefendi Kentsel Dönüşüm Projesi (+40 dükkân)
3	2.584.961	665	1.718.999.000	84	Gaziosmanpaşa, Yıldıztabya 6B Bölgesi Kentsel Dönüşüm ve Gelişim
4	1.885.667	315	593.985.000	88	Esenler Güney Proje Alanı KDG, 3. Etap 2. Bölge (+4 dükkân)
5	1.820.896	603	1.098.000.000	90	Maltepe, Atışokulu Mahallesi 4. Etap

Fiziki Gerçekleşme Düzeyine Göre Maliyet Farklılaşması

Fiziki gerçekleşme gruplarına ilişkin tanımlayıcı bulgular, kayıtlı nominal birim maliyetlerin uygulama düzeylerine göre farklılaştığını göstermektedir. Tamamlanan projelerde (%100; n=16) medyan birim maliyet 107.713,50 TL/konut düzeyindeyken, %75-%99 gerçekleşme bandındaki projelerde (n=19) bu değer 351.631,00 TL/konuta yükselmektedir. Fiziki gerçekleşme oranı %75'in altında olan projelerde ise medyan birim maliyet 274.824,50 TL/konut olarak hesaplanmıştır. Bununla birlikte bu son gruptaki gözlem sayısının sınırlı olması (n=4) ve birim maliyetlerin 65.194 TL/konut ile 2.868.182 TL/konut arasında değişmesi, grup içi dağılımın oldukça geniş olduğunu göstermektedir (Tablo 4).

Fiziki gerçekleştirme grupları arasındaki farklılık Kruskal–Wallis testiyle değerlendirilmiş ve birim maliyet dağılımlarının gruplar arasında istatistiksel olarak anlamlı biçimde farklılaştığı belirlenmiştir ($H(2)=10,703$; $p=0,0047$). Bu sonuç, incelenen üç gruptan en az birinin birim maliyet dağılımının diğerlerinden farklı olduğuna işaret etmektedir. Bununla birlikte ikili gruplar arasında ayrıca bir post-hoc karşılaştırma yapılmadığından, hangi grup çiftleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olduğu ileri sürülmemektedir. Tabloda görülen medyan farklılıkları bu nedenle grup düzeyindeki tanımlayıcı örüntüler olarak değerlendirilmiştir.

Gözlenen farklılıklar, fiziki gerçekleştirme düzeyinin birim maliyet üzerinde nedensel bir etkisi bulunduğu şeklinde yorumlanmamıştır. Projelerin doğrulanmış ihale ve sözleşme tarihlerinin tüm gözlemler için mevcut olmaması, kayıtlı toplam bedelin başlangıç ihale bedelini mi, revize sözleşme bedelini mi yoksa güncellenmiş bir kayıt değerini mi temsil ettiğinin standart biçimde belirlenememesi ve proje kapsamındaki farklılıklar, gruplar arasındaki maliyet ayrışmasına katkıda bulunabilir. Bu nedenle sonuçlar, düşük fiziki gerçekleştirmenin daha yüksek maliyete yol açtığının kanıtı olarak değil, uygulama düzeyleri farklı proje grupları arasında kayıtlı nominal maliyet dağılımlarının ayrıştığını gösteren bir bulgu olarak ele alınmıştır.

Tablo 4. Fiziki gerçekleştirme bandına göre birim maliyet özeti, $n=39$

Gerçekleştirme bandı	n	Ortalama (TL/konut)	Medyan (TL/konut)	Q1–Q3 (TL/konut)	Min–Maks (TL/konut)
%100, tamamlanan	16	134.748,63	107.713,50	49.684 – 237.590	23.384 – 326.958
%75–%99, tamamlanmaya yakın	19	930.795,53	351.631,00	223.334 – 1.732.046	34.638 – 2.729.339
<%75, devam eden/düşük gerçekleştirme	4	870.756,25	274.824,50	102.448 – 1.043.132	65.194 – 2.868.182

Ölçek Ekonomisi Hipotezinin Regresyonla Sınanması

Tanımlayıcı bulgular, İstanbul proje portföyünde kayıtlı nominal birim maliyetlerin geniş bir dağılım sergilediğini ortaya koymaktadır. Proje ölçeğinin birim maliyetle ilişkisini doğrudan değerlendirmek amacıyla, bağımlı değişkenin $\ln(\text{Birim Maliyet})$, temel bağımsız değişkenin ise $\ln(\text{Konut Sayısı})$ olduğu iki OLS regresyon modeli tahmin edilmiştir. Model 1 yalnızca proje ölçeğini içerirken, Model 2'ye yöntemde tanımlanan Sıra değişkeni eklenmiştir.

Model 1: Yalnızca Ölçek Değişkeni

Model 1'de $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısı negatif işaretli olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir ($B=-0,193$; $t=-0,553$; $p=0,583$). Modelin açıklama oranı oldukça düşüktür ($R^2=0,008$; Düzeltilmiş $R^2=-0,019$) ve model bütün olarak da istatistiksel anlamlılığa ulaşmamaktadır ($F(1,37)=0,306$; $p=0,583$). Bu bulgu, proje ölçeğinin tek başına $\ln(\text{Birim Maliyet})$ değişkenindeki farklılaşmayı istatistiksel olarak anlamlı biçimde açıklamadığını ve gözlenen İstanbul portföyünde daha fazla konut içeren projelerin sistematik olarak daha düşük birim maliyetlerle ilişkilendirilemediğini göstermektedir (Tablo 5).

Tablo 5. Model 1 OLS regresyon sonuçları: Bağımlı değişken = $\ln(\text{Birim Maliyet})$, $n=39$

Değişken	B	Standart hata	t	p
Sabit	13,501	2,064	6,542	<0,001
$\ln(\text{Konut Sayısı})$	-0,193	0,348	-0,553	0,583

Model 2: Ölçek ve Sıra Değişkenleri

Sıra değişkeninin modele eklenmesiyle açıklama gücü belirgin biçimde yükselmiş ve Model 2 bütün olarak istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur ($R^2 = 0,796$; düzeltilmiş $R^2 = 0,784$; $F(2, 36)$

= 70,160; $p < 0,001$). Buna karşın, proje ölçeğini temsil eden $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısı negatif işaretini korumakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir ($B = -0,119$; $t = -0,741$; $p = 0,463$). Katsayıya ilişkin %95 güven aralığının sıfırı içermesi de bu sonucu desteklemektedir (%95 GA: $-0,444-0,206$).

Sıra değişkeninin katsayısı ise pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır ($B = 0,111$; $t = 11,784$; $p < 0,001$; %95 GA: $0,092-0,130$). Bu bulgu, kaynak kayıt dizilimindeki ilerleme ile kayıtlı nominal birim maliyet arasında pozitif bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. Bununla birlikte Sıra değişkeni ihale tarihi, sözleşme tarihi veya takvim yılı niteliği taşımadığından, ilgili katsayı yıllık maliyet artışı, enflasyon etkisi ya da doğrusal bir dönem eğilimi olarak yorumlanmamıştır. Katsayı yalnızca, diğer değişken sabitken kaynak kayıt sırası boyunca gözlenen nominal maliyet farklılaşmasını ifade etmektedir. Tablo 6’da B standartlaştırılmamış regresyon katsayısını, β standartlaştırılmış regresyon katsayısını, GA ise güven aralığını ifade etmektedir. Sabit terim için standartlaştırılmış β katsayısı tanımlı olmadığından ilgili hücre “—” ile gösterilmiştir (Tablo 6).

Tablo 6. Model 2 OLS regresyon sonuçları: Bağımlı değişken = $\ln(\text{Birim Maliyet})$, $n=39$

Değişken	B	Standart hata	β	t	p	%95 GA alt	%95 GA üst
Sabit	10,841	0,976	—	11,111	<0,001	8,862	12,820
$\ln(\text{Konut Sayısı})$	-0,119	0,160	-0,056	-0,741	0,463	-0,444	0,206
Sıra	0,111	0,009	0,888	11,784	<0,001	0,092	0,130

Her iki modelde de $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısının istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması, gözlenen İstanbul portföyünde proje ölçeğinin artmasıyla kayıtlı nominal birim maliyetin sistematik biçimde azaldığına ilişkin yeterli kanıt bulunmadığını göstermektedir. Bununla birlikte Model 2’de Sıra değişkeninin nominal birim maliyetle güçlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki göstermesi ve modelin yüksek açıklama gücü, bu ilişkinin doğrusal fonksiyonel biçiminin yeterliliğinin, regresyon varsayımlarının ve etkili gözlemlerin ayrıca incelenmesini gerekli kılmaktadır.

Regresyon Tanı Testleri ve Tamamlayıcı Model Kontrolleri

Model 2’nin temel varsayımlarını ve fonksiyonel biçimini değerlendirmek amacıyla çoklu doğrusal bağlantı, sabit varyans, artıkların normal dağılıma uygunluğu, potansiyel etkili gözlemler ve doğrusal olmayan ilişkiler incelenmiştir. Tanı sonuçları, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı bulunmadığını ve sabit varyans varsayımının reddedilmediğini göstermektedir. Artıkların normal dağılımına ilişkin testler aynı yönde sonuç vermediğinden, katsayılarla ilişkin çıkarımlar veri setinin sınırlı büyüklüğü de dikkate alınarak ihtiyatla değerlendirilmiştir.

Cook uzaklığına dayalı taramada iki gözlem $4/n$ eşik değerini aşmış, ancak hiçbir gözlemin standartlaştırılmış artığı mutlak değer olarak 3 sınırına ulaşmamıştır. Burada kullanılan $4/n$ ölçütü, gözlemlerin analizden otomatik olarak çıkarılmasını gerektiren kesin bir sınır değil, potansiyel etkili gözlemlerin belirlenmesine yönelik bir tarama ölçütüdür. Bu nedenle söz konusu iki kayıt potansiyel etkili gözlemler olarak değerlendirilmiş, ancak aşırı artık değerine sahip gözlemler olarak sınıflandırılmamıştır.

Fonksiyonel biçim kontrollerinde $\ln(\text{Konut Sayısı})$ değişkeninin kareli terimi anlamlı bulunmazken, Sıra değişkeninin kareli teriminin anlamlı olması, kaynak kayıt dizilimi ile nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin bütünüyle doğrusal olmayabileceğine işaret etmektedir. Bununla birlikte Sıra değişkeni takvim zamanını temsil etmediğinden, Sıra² teriminin anlamlılığı zamana bağlı maliyet artışının hızlandığı biçiminde yorumlanmamıştır. Regresyon tanıları ve tamamlayıcı model kontrolleri Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7. Regresyon tanı testleri ve tamamlayıcı model kontrolleri

Kontrol	Sonuç	Değerlendirme
VIF: ln(Konut Sayısı)	1,002	Çoklu doğrusal bağlantı sorunu belirlenmemiştir.
VIF: Sıra	1,002	Çoklu doğrusal bağlantı sorunu belirlenmemiştir.
Breusch–Pagan testi	LM=0,026; p=0,987	Sabit varyans varsayımı reddedilmemiştir.
White testi	LM=8,504; p=0,131	Değişen varyansa ilişkin istatistiksel kanıt bulunmamıştır.
Shapiro–Wilk testi	W=0,930; p=0,017	Artıkların normal dağılımı bakımından ihtiyat gerekmektedir.
Jarque–Bera testi	JB=4,862; p=0,088	Normal dağılım %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmemiştir.
Cook uzaklığı tarama eşiği	4/39=0,103	Etkili gözlem taramasında kullanılan eşik değeridir.
Proje ID 11	Cook D=0,123; standartlaştırılmış artık=1,249	Cook eşiğini aşan potansiyel etkili gözlemdir.
Proje ID 18	Cook D=0,127; standartlaştırılmış artık=-2,418	Cook eşiğini aşan potansiyel etkili gözlemdir.
Standartlaştırılmış artık kontrolü	artık >3 olan gözlem yoktur	Aşırı artık değerine sahip gözlem belirlenmemiştir.
[ln(Konut Sayısı)] ²	p=0,522	Doğrusal olmayan ölçek etkisine ilişkin kanıt bulunmamıştır.
Sıra ²	p=0,011	Sıra ile nominal birim maliyet arasındaki ilişki bütünüyle doğrusal olmayabilir.

Düşük Fiziki Gerçekleşmeli Projeler Dışlandığında Dayanıklılık Analizi

Fiziki gerçekleşme oranı %10'un altında olan üç proje kaydının temel regresyon sonuçları üzerindeki olası etkisini değerlendirmek amacıyla Model 2, bu gözlemler dışlanarak yeniden tahmin edilmiştir. Bu işlem sonrasında alt örneklem 36 projeden oluşmuştur. Söz konusu analiz, fiziki gerçekleşme düzeyi ile birim maliyet arasında nedensel bir ilişki kurmayı değil, çok düşük uygulama düzeyine sahip gözlemlerin ölçek ve Sıra katsayıları üzerindeki duyarlılığını incelemeyi amaçlamaktadır.

Alt örneklemde model bütün olarak istatistiksel açıdan anlamlıdır ve yüksek açıklama oranını korumaktadır ($R^2=0,816$; Düzeltilmiş $R^2=0,805$; $F(2,33)=73,230$; $p<0,001$). Proje ölçeğini temsil eden ln(Konut Sayısı) katsayısı negatif işaretli olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir ($B=-0,194$; $t=-1,246$; $p=0,222$). Sıra değişkeninin katsayısı ise pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır ($B=0,111$; $t=12,056$; $p<0,001$) (Tablo 8).

Ana model ile alt örneklem sonuçları karşılaştırıldığında, ln(Konut Sayısı) katsayısının negatif yönünü koruduğu ve her iki modelde de istatistiksel anlamlılığa ulaşmadığı görülmektedir. Bu bulgu, proje ölçeğine ilişkin anlamlı bir katsayı elde edilememesinin yalnızca fiziki gerçekleşme oranı çok düşük olan üç proje kaydından kaynaklanmadığına işaret etmektedir. Sıra değişkeni de alt örneklemde kayıtlı nominal birim maliyetle pozitif ilişkisini sürdürmekle birlikte, değişkenin niteliği gereği bu ilişki takvim zamanı, yıllık maliyet artışı veya doğrudan enflasyon etkisi olarak yorumlanmamıştır.

Tablo 8. Model 2 Duyarlılık Analizi Sonuçları (n = 36)

Değişken	B	Standart hata	Beta	t	p	%95 GA alt	%95 GA üst
Sabit	11,353	0,944	—	12,027	<0,001	9,433	13,274
ln(Konut Sayısı)	-0,194	0,155	-0,093	-1,246	0,222	-0,510	0,123
Sıra	0,111	0,009	0,900	12,056	<0,001	0,092	0,129

Etkili Gözlemler Dışlandığında Ek Duyarlılık Kontrolü

Cook uzaklığı taramasında eşik değeri aşan Proje ID 11 ve Proje ID 18'in temel sonuçlar üzerindeki etkisini ayrıca değerlendirmek amacıyla Model 2, bu iki gözlem dışlanarak yeniden tahmin edilmiştir. Otuz yedi gözlemden oluşan bu modelde ln(Konut Sayısı) katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir ($B=0,045$; $p=0,774$); Sıra değişkeni ise pozitif ve anlamlı kalmıştır ($B=0,113$; $p<0,001$). Modelin açıklama oranı $R^2=0,835$ olarak hesaplanmıştır.

Etkili gözlemler çıkarıldığında ölçek katsayısının işareti değişmekle birlikte istatistiksel olarak anlamsız kalması, proje ölçeğine ilişkin temel çıkarımın bu iki gözleme bağlı olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte katsayı işaretindeki değişim, küçük örneklem yapısı nedeniyle ölçek tahmininin belirli gözlemlere karşı tümüyle duyarsız olmadığını da ortaya koymaktadır. Bu nedenle elde edilen bulgu, ölçek ekonomisinin kesin biçimde bulunmadığı şeklinde değil, incelenen İstanbul portföyünde proje büyüklüğünün kayıtlı nominal birim maliyetle istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki göstermediği biçiminde yorumlanmıştır.

Tartışma**İstanbul Proje Portföyünde Nominal Birim Maliyet Farklılaşması**

İstanbul'daki kamu kaynaklı kentsel dönüşüm ve toplu konut projelerinde gözlenen geniş birim maliyet dağılımı, maliyet davranışının yalnızca proje ölçeği veya üretim miktarı üzerinden açıklanmasının yetersiz kalabileceğine işaret etmektedir. Ortalama birim maliyetin medyan değer belirlenim biçiminde üzerinde bulunması ve dağılımın alt ve üst uçları arasındaki geniş açıklık, yüksek birim maliyetli bazı projelerin portföy ortalamasını yukarı çektiğine ve proje düzeyindeki maliyet yapısının önemli ölçüde heterojen olduğuna işaret etmektedir. İnşaat projelerinde maliyetlerin sağa çarpık bir dağılım sergilemesi, proje kapsamı, uygulama koşulları ve belirsizliklerin proje bazında farklılaşmasıyla ilişkili olabileceğinden (Akintoye, 2000; Flyvbjerg, 2014; Love vd., 2013), ortalama değerlerin medyan ve dağılım ölçüleriyle birlikte değerlendirilmesi daha sağlıklı bir karşılaştırma zemini sunmaktadır.

Bu heterojenliğin yorumunda, analizde kullanılan birim maliyet göstergesinin yalnızca konut yapım maliyetini temsil etmediği özellikle dikkate alınmalıdır. Kayıtlı nominal toplam bedelin konut sayısına bölünmesiyle elde edilen değer, proje paketine dâhil edilen ticari birimleri, sosyal donatıları, altyapı işlerini, çevre düzenlemesini ve diğer uygulama bileşenlerini de içerebilmektedir. Dolayısıyla yüksek birim maliyet, doğrudan düşük verimlilik veya zayıf maliyet yönetimi anlamına gelmeyebilir; bazı projelerde daha geniş iş kapsamının veya daha güç uygulama koşullarının sayısal yansıması olabilir (Akintoye, 2000; Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000; Winch, 2010). Tablo 3'te üst uçta yer alan bazı projelerin dükkân veya diğer konut dışı unsurları da içermesi, proje kapsamındaki farklılıkların TL/konut göstergesinin karşılaştırılabilirliğini etkileyebileceğini düşündürmektedir. Bununla birlikte, bu bileşenlerin toplam bedel içindeki payı standart biçimde ayrıştırılamadığından, kapsam farklılıklarının birim maliyet üzerindeki etkisinin büyüklüğü mevcut veri setiyle doğrudan tahmin edilememektedir (Akintoye, 2000; Winch, 2010).

Fiziki gerçekleşme grupları arasında Kruskal–Wallis testiyle belirlenen istatistiksel olarak anlamlı genel farklılık, en az bir grubun birim maliyet dağılımının diğer gruplardan farklılaştığını göstermektedir (Kruskal ve Wallis, 1952). Tamamlanmış projeler ile %75–%99 gerçekleşme

bandındaki projeler arasında gözlenen medyan farkı dikkat çekici olmakla birlikte, bu bulgu fiziki gerçekleşme düzeyinin maliyet üzerindeki nedensel etkisi olarak değerlendirilmemelidir. Doğrulanmış ihale ve sözleşme tarihlerinin bütün projeler için bulunmaması, kayıtlı toplam bedelin başlangıç ihale bedelini mi, revize sözleşme bedelini mi yoksa güncellenmiş kayıt değerini mi temsil ettiğinin standart biçimde belirlenememesi ve proje kapsamındaki farklılıklar, gerçekleşme grupları arasındaki ayrışmaya birlikte katkıda bulunabilir. Bu nedenle tamamlanmamış projelerin daha yüksek birim maliyetli görünmesi, gecikmenin veya maliyet eskalasyonunun doğrudan bir kanıtı olarak değil, farklı uygulama düzeylerine sahip proje grupları arasında kayıtlı nominal maliyet dağılımlarının ayrışması olarak yorumlanmıştır (Wooldridge, 2020).

Ölçek Ekonomisi Bulgusunun Değerlendirilmesi

Konut üretiminde standartlaşma, tekrarlı iş süreçleri, toplu satın alma ve sabit şantiye maliyetlerinin daha fazla birime yayılması, proje ölçeği büyüdükçe ortalama maliyetin azalabileceği yönündeki kuramsal beklentiyi desteklemektedir (Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000; Merrow, 2011). Buna karşılık, İstanbul portföyüne ilişkin regresyon sonuçlarında $\ln(\text{Konut Sayısı})$ katsayısı hem yalnızca ölçek değişkenini içeren Model 1’de hem de Sıra değişkeninin eklendiği Model 2’de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Model 2’de ölçek katsayısının negatif işaretini korumasına karşın istatistiksel olarak anlamsız kalması, proje büyüklüğündeki artışın kayıtlı nominal birim maliyette sistematik bir azalmayla ilişkili olduğu yönündeki beklentinin incelenen portföyde ampirik olarak desteklenmediğini göstermektedir.

Bu sonuç, ölçek ekonomilerinin İstanbul’daki tüm dönüşüm projelerinde bulunmadığını kesin biçimde kanıtlamamakta; yalnızca incelenen proje düzeyindeki gözlemler ve kullanılan maliyet göstergesi bakımından istatistiksel olarak anlamlı bir ölçek etkisi belirlenemediğini ortaya koymaktadır. Proje ölçeği ile birim maliyet arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan bir biçim alabileceği olasılığı da $\ln(\text{Konut Sayısı})$ değişkeninin kareli terimiyle sınanmış, ancak kareli terimin istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması U biçimli veya ters U biçimli bir ölçek-maliyet ilişkisine ilişkin yeterli kanıt sunmamıştır (Wooldridge, 2020). Dolayısıyla ölçek katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olması, incelenen model kapsamında yalnızca doğrusal fonksiyonel biçimin yetersizliğiyle açıklanamamaktadır.

Regresyon tanıları, temel modelin bazı varsayımlar bakımından sorun göstermediğini, bazı yönlerden ise ihtiyatla değerlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. VIF değerlerinin yaklaşık 1 düzeyinde bulunması çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığını, Breusch–Pagan ve White testleri ise sabit varyans varsayımının reddedilmediğini göstermektedir (Breusch ve Pagan, 1979; White, 1980). Artıkların normal dağılımına ilişkin Shapiro–Wilk ve Jarque–Bera testlerinin aynı yönde sonuç vermemesi, 39 gözlemden oluşan veri setinin sınırlı büyüklüğü de dikkate alındığında, çıkarımların dikkatli yorumlanmasını gerektirmektedir (Jarque ve Bera, 1980; Shapiro ve Wilk, 1965). Cook uzaklığı taramasında iki gözlem $4/n$ tarama eşiğini aşmış olmakla birlikte hiçbir standartlaştırılmış artık mutlak değer olarak 3 sınırını aşmamıştır; bu durum, aşırı standartlaştırılmış artığa sahip bir gözlem bulunmadığını göstermektedir (Cook, 1977). Çok düşük fiziki gerçekleşme oranına sahip projelerin dışlandığı modelde de ölçek katsayısının istatistiksel olarak anlamsız kalması, temel çıkarımın yalnızca bu gözlem grubundan kaynaklanmadığını desteklemektedir.

İstanbul’un metropol içi uygulama koşulları, ölçekten beklenen maliyet avantajlarının neden belirginleşmemiş olabileceğine ilişkin bir açıklama çerçevesi sunmaktadır. Proje ölçeği büyüdükçe yalnızca üretim miktarı değil, koordine edilmesi gereken parsellerin, hak sahiplerinin, idari süreçlerin ve uygulama bileşenlerinin sayısı da artabilmektedir. Parsel birleştirme, mülkiyet uyumsuzlukları, hak sahipleriyle uzlaşma, tahliye ve yeniden yerleştirme süreçleri, yıkım ve hafriyat lojistiği, altyapı deplasmanları, yoğun dokuda şantiye erişimi ve trafik kaynaklı taşıma kısıtları, standartlaşma ve toplu tedarikten beklenen verimlilik kazanımlarını sınırlandırabilmektedir (Ataöv ve Osmay, 2007; Dinçer, 2011; Enlil, 2011; Özden, 2006; Bosch-Rekveltd vd., 2011). Mega proje literatüründe de

proje büyüklüğünün koordinasyon yükünü, karar süreçlerinin karmaşıklığını ve risk maruziyetini artırdığı vurgulanmaktadır (Flyvbjerg, 2014; Merrow, 2011).

Bununla birlikte, söz konusu uygulama güçlükleri mevcut veri setinde proje düzeyinde doğrudan ölçülmüş değişkenler olarak yer almamaktadır. Bu nedenle parsel yapısı, yıkım yoğunluğu, uzlaşma süresi veya lojistik kısıtlar ile birim maliyet arasında nedensel bir ilişki kurulamamaktadır. Bu unsurlar, elde edilen istatistiksel örüntüyü açıklayabilecek ve literatürle uyumlu olası mekanizmalar olarak ele alınmıştır. Yüksek birim maliyetli projelerde görülen kapsam ve konum farklılıkları, birim maliyetlerin yalnızca konut sayısı ile açıklanmasının sınırlı kalabileceğini düşündürmekte; ancak bu unsurlar ile birim maliyet arasındaki ilişkilerin büyüklüğünün belirlenmesi için daha ayrıntılı proje kapsamı bilgisi ve mekânsal veriler gerektirmektedir.

Kaynak Kayıt Sırası ve Nominal Birim Maliyet İlişkisi

Model 2’de Sıra değişkeninin kayıtlı nominal birim maliyetle güçlü ve pozitif bir ilişki sergilemesi, kaynak kayıt dizilimi boyunca nominal birim maliyetlerin sistematik biçimde farklılaştığını göstermektedir. Bununla birlikte Sıra değişkeni takvim yılı, ihale tarihi, sözleşme tarihi, proje süresi veya resmî proje numarası değildir. Bu nedenle Sıra katsayısı yıllık maliyet artışı, enflasyon etkisi veya zaman içinde sabit bir maliyet eskalasyonu oranı olarak yorumlanamaz. Değişkenin anlamı, yalnızca TOKİ kaynak kayıtlarının dizilimi boyunca gözlenen nominal maliyet farklılaşmasıyla sınırlıdır.

Sıra değişkeninin kareli teriminin istatistiksel olarak anlamlı bulunması, kaynak kayıt dizilimi ile nominal birim maliyet arasındaki ilişkinin yalnızca doğrusal biçimde temsil edilmesinin yeterli olmayabileceğine işaret etmektedir. Bu sonuç, doğrusal modelde elde edilen $B = 0,111$ katsayısının kayıt sırasının bütün düzeylerinde geçerli sabit bir değişim oranı olarak okunmaması gerektiğini göstermekte ve Sıra değişkeninin yorumunda benimsenen ihtiyatlı yaklaşımı güçlendirmektedir. Regresyon modellerinde doğrusal olmayan terimlerin anlamlılığı, bağımlı değişken ile açıklayıcı değişken arasındaki ilişkinin sabit eğimli tek bir doğrusal katsayıyla yeterince temsil edilemeyeceğini göstermektedir (Wooldridge, 2020). Kaynak kayıt sırası, projelerin yayımlanma veya veri tabanına kaydedilme biçimi, gözlenmeyen proje özellikleri ya da dönemsel fiyat koşullarıyla ilişkili olabilir. Gözlenmeyen değişkenler ve alternatif model kurulumları birbirinden ayırtılamadığında, elde edilen katsayıların tek ve kesin bir açıklama olarak yorumlanmaması gerekir (Wooldridge, 2020; Young ve Holsteen, 2017). Mevcut veri yapısı da söz konusu olasılıkların etkilerini birbirinden ayırmaya imkân vermemektedir.

Türkiye’de İnşaat Maliyet Endeksi’nin zaman içindeki seyri, inşaat maliyetlerinin fiyat hareketlerine duyarlı olduğunu gösteren genel bir makroekonomik bağlam sunmaktadır (TÜİK, 2024). Ancak proje düzeyinde doğrulanmış ihale veya sözleşme tarihleri bulunmadığından, Sıra değişkeni ile İnşaat Maliyet Endeksi doğrudan eşleştirememiş ve aralarındaki korelasyon güvenilir biçimde hesaplanamamıştır. Nominal proje değerlerinin reel büyüklüklere dönüştürülebilmesi için parasal gözlemlerin ilgili tarih veya dönem bilgisiyle güvenilir biçimde eşleştirilmesi gerekmektedir; aksi durumda endeksleme işlemi ölçüm hatası ve yorum belirsizliği yaratabilir (Wooldridge, 2020). Bu nedenle İnşaat Maliyet Endeksi verileri, Sıra değişkeninin geçerliliğini doğrulayan ampirik bir kanıt olarak değil, nominal maliyet karşılaştırmalarının zaman ve fiyat düzeyi açısından neden ihtiyatla yorumlanması gerektiğini gösteren genel bir bağlam olarak kullanılmıştır.

Kaynak kayıt dizilimi ile nominal birim maliyet arasındaki güçlü ilişki, kamu projelerinde zaman kaynaklı maliyet risklerinin yönetimini gündeme getirmekle birlikte, araştırmada proje süresi doğrudan ölçülmemiştir. Dolayısıyla daha hızlı teslimatın maliyetleri düşürdüğü yönünde nedensel bir sonuç çıkarılamaz. Gözlemsel ve ilişkisel araştırma tasarımlarında, doğrudan ölçülmeyen proje süresi veya teslim performansı gibi değişkenler hakkında nedensel çıkarım yapılması yöntemsel açıdan sınırlıdır (Wooldridge, 2020; Young ve Holsteen, 2017). Buna karşın, idari ve hukuki süreçlerdeki uzamalar, uygulama takvimini geciktirebilen riskler arasında yer almaktadır (Ataöv ve

Osmay, 2007; Özden, 2006). Girdi fiyatlarının değişken olduğu ortamlarda uzayan uygulama süreleri, projelerin nominal fiyat baskılarına maruz kaldığı dönemi uzatabilecek bir risk olarak değerlendirilebilir (Ercan, 2017; Kocaman vd., 2020; Resmî Gazete, 2013). Zaman kaynaklı maliyet risklerinin yönetimine ilişkin bu vurgu, doğrudan tahmin edilmiş bir teslim süresi etkisine değil, regresyon sonuçları, nominal maliyetlerin niteliği ve ilgili literatürün birlikte değerlendirilmesine dayanan ihtiyatlı bir politika çıkarımıdır.

İhale Kapsamlandırması, Etaplandırma ve Bütçeleme Açısından Çıkarımlar

Elde edilen bulgular, kamu kaynaklı kentsel dönüşüm projelerinde paket büyüklüğünün tek başına bir verimlilik ölçütü olarak kullanılmasının sınırlı kalabileceğine işaret etmektedir. Proje büyüklüğü ile kayıtlı nominal birim maliyet arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki belirlenememesi, daha fazla konut içeren paketlerin kendiliğinden daha düşük birim maliyet üreteceği varsayımının İstanbul portföyü bakımından desteklenmediğini göstermektedir. Bu nedenle ihale kapsamlandırması ve etaplandırma kararlarında konut sayısının yanı sıra parsel yapısı, yıkım yoğunluğu, erişim olanakları, lojistik kapasite, hak sahipleriyle uzlaşma süreçleri ve kurumsal koordinasyon gereksinimlerinin dikkate alınması daha bütüncül bir değerlendirme sağlayabilir (Ataöv ve Osmay, 2007; Flyvbjerg, 2014; Özden, 2006; Bosch-Rekvelde vd., 2011). Kentsel dönüşüm literatürü de planlama ve uygulama kararlarının yalnızca fiziksel üretim miktarı üzerinden değil, mekânsal uygunluk, sosyal yapı ve kurumsal kapasite birlikte değerlendirilerek ele alınması gerektiğini göstermektedir (Batal ve Dur, 2019; Ece Kaya ve Erbaş, 2024; Keçeli, 2014).

Proje paketlerinin büyütülmesi, toplu satın alma, tekrarlı üretim ve standartlaşma yoluyla maliyet avantajları yaratabilmekle birlikte, idari ve lojistik açıdan yönetilebilir sınırların aşılması durumunda koordinasyon yükünü ve uygulama risklerini artırabilir (Flyvbjerg, 2014; Ive ve Gruneberg, 2000; Merrow, 2011). Bu çerçevede en büyük ihale paketinin seçilmesi yerine, potansiyel ölçek avantajlarını korurken yönetsel ve lojistik karmaşıklığı sınırlayan, uygulanabilir etaplara ayrılmış proje paketlerinin değerlendirilmesi daha uygun olabilir (Flyvbjerg, 2014; Merrow, 2011). Bununla birlikte, farklı etaplandırma biçimlerinin maliyet üzerindeki etkisi mevcut analizde doğrudan sınanmadığından, bu öneri ampirik olarak belirlenmiş bir optimum paket büyüklüğü olarak değil, araştırma bulgularından hareketle geliştirilen bir uygulama önerisi olarak değerlendirilmelidir. Kentleşme ve arazi kullanımına ilişkin çalışmalar da hızlı ve denetimsiz mekânsal büyümenin altyapı sunumu, erişilebilirlik ve kentsel gelişmenin yönetimi üzerinde ek baskılar oluşturabildiğine işaret etmektedir (Avcu ve Buldur, 2018; Benek ve Şahap, 2016; Keçeli, 2014).

Zaman kaynaklı maliyet risklerinin yönetimi bakımından idari süreçlerin öngörülebilirliğinin artırılması, kurumlar ve paydaşlar arasındaki koordinasyonun güçlendirilmesi, uyuşmazlıkların erken aşamada ele alınması ve uygulama takviminin kesintiye uğramasına yol açabilecek unsurların izlenmesi önem taşımaktadır (Ataöv ve Osmay, 2007; Ercan, 2017; Özden, 2006). Ancak Sıra değişkeninin proje süresini veya takvim zamanını ölçmediği göz önünde bulundurulduğunda, bu politika önerileri “dönem etkisinin maliyetleri belirlediği” biçiminde kesin bir çıkarıma dayandırılmamalıdır. Daha ölçülü bir ifadeyle, girdi fiyatlarının değişken olduğu ortamlarda proje teslimi ve sözleşme süreçlerinin yönetimi, proje bütçelerinin öngörülebilirliği açısından dikkate alınması gereken bir unsur olarak değerlendirilebilir (Ercan, 2017; Kocaman vd., 2020; Resmî Gazete, 2013). Kamu yönetimi ve kentsel yönetim literatürü de kurumsal koordinasyon, görev paylaşımı ve idari kapasitenin kamu hizmetlerinin etkinliği bakımından önem taşıdığını ortaya koymaktadır (Deniz, 2013; Yazıcı, 2018; Winch, 2010).

Birim maliyet karşılaştırmalarının kapsam ve risk göstergeleriyle birlikte sunulması, kamu projelerinin daha sağlıklı değerlendirilmesine katkı sağlayabilir (Akintoye, 2000; Çolak ve Uğur, 2023; Love vd., 2013). Ticari birimler, sosyal donatılar, altyapı yükümlülükleri, çevre düzenlemesi, yıkım ve hafriyat gereksinimleri gibi bileşenlerin raporlanmadığı durumlarda, salt TL/konut karşılaştırmaları proje verimliliğinden çok kapsam ve karmaşıklık farklılıklarını yansıtabilir

(Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000; Winch, 2010). Bu nedenle gelecekteki proje raporlamalarında toplam inşaat alanı, konut dışı kullanım alanları, yıkım miktarı, altyapı kapsamı ve uygulama kısıtları gibi göstergelerin kayıtlı nominal birim maliyetle birlikte sunulması karşılaştırılabilirliği güçlendirebilir (Akintoye, 2000; Flanagan vd., 1989; Ive ve Gruneberg, 2000; Winch, 2010). Kentsel dönüşüm uygulamalarının değerlendirilmesinde fiziksel çıktıların toplumsal ve mekânsal sonuçlarla birlikte ele alınması gerektiği de ilgili çalışmalarda vurgulanmaktadır (Altıparmak ve Tuna Uysal, 2020; Batal ve Dur, 2019; Ece Kaya ve Erbaş, 2024).

Hukuki ve sözleşmesel çerçevenin maliyet yönetimiyle daha görünür biçimde ilişkilendirilmesi de önemlidir. Hak sahipliği, tahliye, uzlaşma ve idari karar süreçleri, 6306 sayılı Kanun kapsamındaki projelerde süre ve uygulama belirsizliğine katkıda bulunabilir (6306 sayılı Kanun, 2012; Ataöv ve Osmay, 2007; Özden, 2006). Sözleşme süresinin, fiyat farkı hükümlerinin, hakediş takviminin ve iş programı revizyonlarının şeffaf biçimde izlenmesi; kapsam değişiklikleri ile nominal bedel güncellemelerinin ayrı ayrı raporlanması, kamu kaynaklı dönüşüm projelerinde maliyet karşılaştırmalarının güvenilirliğini artırabilir (Ercan, 2017; Kocaman vd., 2020; Resmî Gazete, 2013; Winch, 2010). Hak sahipliği, yerinden edilme ve toplumsal uyum süreçlerinin hukuki uygulamalarla birlikte değerlendirilmesi de kentsel dönüşüm projelerinin yalnızca mali açıdan değil, toplumsal sürdürülebilirlik bakımından daha sağlıklı yönetilmesine katkı sağlayabilir (Altıparmak ve Tuna Uysal, 2020; Ayık, 2015; Koçak, 2014).

Sonuç

Ocak 2026 itibarıyla TOKİ'nin kamuya açık proje kayıtlarında yer alan ve araştırma ölçütlerini karşılayan İstanbul projelerinin tamamı üzerinde yürütülen analiz, proje ölçeği ile kayıtlı nominal birim maliyet arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki belirlenemediğini göstermektedir. İncelenen proje portföyünde, daha fazla konut içeren projelerin sistematik olarak daha düşük birim maliyet üreteceği yönündeki ölçek ekonomisi beklentisi istatistiksel olarak desteklenmemiştir. Farklı model kurulumları ve duyarlılık kontrollerinde temel çıkarımın değişmemesi, elde edilen bulgunun belirli bir model kurulumuna veya gözlem grubuna bağlı olmadığını desteklemektedir.

Bununla birlikte, bu bulgu ölçek ekonomilerinin kentsel dönüşüm projelerinde hiçbir koşulda ortaya çıkmayacağı şeklinde yorumlanmamalıdır. Mevcut proje düzeyindeki veriler ve kullanılan maliyet göstergesi çerçevesinde, proje büyüklüğü ile nominal birim maliyet arasında istatistiksel olarak ayırt edilebilir bir ilişki belirlenememiştir. Öte yandan, kayıtlı nominal birim maliyetlerin kaynak kayıt dizilimi boyunca belirgin biçimde farklılaşması, birim maliyet davranışının yalnızca üretim miktarıyla değil, proje kapsamı ve uygulama koşulları gibi unsurlarla birlikte değerlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. Ancak Sıra değişkeninin takvim zamanını veya enflasyonu doğrudan temsil etmemesi nedeniyle, bu ilişkinin belirli bir dönem ya da fiyat etkisine bağlanması mümkün değildir.

Bu çalışmanın ortaya koyduğu temel katkı, kamu kaynaklı kentsel dönüşüm projelerinde yaygın kabul gören “daha büyük proje daha düşük birim maliyet üretir” varsayımının incelenen İstanbul portföyünde istatistiksel destek bulmadığını göstermesidir. Bulgular, ihale kapsamlandırması ve bütçeleme kararlarında yalnızca proje büyüklüğünün değil, uygulama kapasitesinin, proje kapsamının, lojistik koşulların ve kurumsal koordinasyon gereksinimlerinin de birlikte değerlendirilmesi gerektiğine işaret etmektedir. Bu nedenle büyük ihale paketlerinin doğası gereği daha verimli olduğu varsayımı yerine, yönetilebilir ve karşılaştırılabilir proje kapsamlarının oluşturulmasını önceleyen daha ihtiyatlı bir yaklaşım benimsenebilir.

References

- Akintoye, A. (2000). Analysis of factors influencing project cost estimating practice. *Construction Management and Economics*, 18(1), 77–89. <https://doi.org/10.1080/014461900370979>
- Altıparmak, S., & Tuna Uysal, M. (2020). Kentsel dönüşüm sürecindeki gecekondü bölgelerinde ortaya çıkan toplumsal sorunlar: Sarıyer-Derbent Mahallesi örneği. *Turkish Studies – Social Sciences*, 15(5), 2637–2651. <http://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.43939>
- Ata, H. K. (2010). *İstanbul'da kentsel dönüşümün sosyal dışlanmaya etkilerinin değerlendirilmesi: Tarlabası örneği* (Yüksek lisans tezi). İstanbul Teknik Üniversitesi. <https://polen.itu.edu.tr/entities/publication/8812b81d-0277-4f7c-940a-6aec200e1b9d>
- Ataöv, A., & Osmay, S. (2007). Türkiye'de kentsel dönüşüme yöntemsel bir yaklaşım. *ODTÜ Mimarlık Fakültesi Dergisi*, 24(2), 57–82.
- Avcu, S., & Buldur, A. D. (2018). *Sultangazi İlçesi'nin (İstanbul) şehirleşme süreci*. *Turkish Studies – Social Sciences*, 13(3), 91–126. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.12789>
- Ayık, U. (2015). Dönüşümün eşiğinde bir Roman mahallesi: Kuştepe'de kentsel dönüşüm. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 10(14), 1–16. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.9015>
- Balaban, O. (2012). The negative effects of construction boom on urban planning and environment in Turkey: Unraveling the role of the public sector. *Habitat International*, 36(1), 26–35. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2011.05.003>
- Batal, S., & Dur, İ. İ. (2019). Türkiye'de kentsel dönüşüm deneyimlerinin ürettiği sonuç: Matematik merkezli kentsel dönüşüm. *Turkish Studies – Social Sciences*, 14(4), 2147–2161. <https://doi.org/10.29228/TurkishStudies.23354>
- Bektaş, Y. (2021). Genel kentsel dönüşüm alanları ile öncelikli riskli alanlar arasındaki ilişkinin sorgulanması üzerine bir değerlendirme: İstanbul örneği. *Planlama*, 31(1), 78–94. <https://doi.org/10.14744/planlama.2020.95914>
- Benek, S., & Şahap, A. (2016). Uzaktan algılama ve coğrafi bilgi sistemleri kullanarak şehirselleşimin arazi kullanımına etkisinin incelenmesi: Şanlıurfa şehri örneği. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 11(8), 79–102. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.9444>
- Bosch-Rekvelde, M., Jongkind, Y., Mooi, H., Bakker, H., & Verbraeck, A. (2011). Grasping project complexity in large engineering projects: The TOE (Technical, Organizational and Environmental) framework. *International Journal of Project Management*, 29(6), 728–739. <https://doi.org/10.1016/j.ijproman.2010.07.008>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Cantarelli, C. C., Molin, E. J. E., van Wee, B., & Flyvbjerg, B. (2012). Characteristics of cost overruns for Dutch transport infrastructure projects and the importance of the decision to build and project phases. *Transport Policy*, 22, 49–56. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2012.04.001>
- Cılız, A. B., & Aksu, O. (2023). İstanbul'da kentsel dönüşüm proje alanları için rezerv alan tespiti. *Türkiye Arazi Yönetimi Dergisi*, 5(2), 57–65. <https://doi.org/10.51765/tayod.1270087>
- Cook, R. D. (1977). Detection of influential observation in linear regression. *Technometrics*, 19(1), 15–18. <https://doi.org/10.1080/00401706.1977.10489493>

- Çavuşoğlu, E., & Strutz, J. (2014). Producing force and consent: Urban transformation and corporatism in Turkey. *City*, 18(2), 134–148. <https://doi.org/10.1080/13604813.2014.896643>
- Çeker, A., & Belge, R. (2015). İstanbul’da kentsel dönüşüm kapsamında gerçekleşen bir olgu: Soylulaştırma. *Türk Coğrafya Dergisi*, 65, 77–86. <https://doi.org/10.17211/tcd.30494>
- Çolak, E., & Uğur, L. O. (2023). İnşaat maliyet risklerinin simülasyon yöntemi ile analizi. *Düzce Üniversitesi Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 11(1), 466–486. <https://doi.org/10.29130/dubited.1061297>
- Deniz, T. (2013). Kentleşme, Yerel Gündem 21 ve kent konseyleri. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 8(12), 391–402. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.5591>
- Dinçer, İ. (2011). The impact of neoliberal policies on historic urban space: Areas of urban renewal in Istanbul. *International Planning Studies*, 16(1), 43–60. <https://doi.org/10.1080/13563475.2011.552474>
- Ece Kaya, B., & Erbaş, İ. (2024). Türkiye’deki mimarlık ve şehir ve bölge planlama yükseköğretim programlarında kentsel dönüşüm kavramının ele alınışının sistematik analizi. *Turkish Studies – Educational Sciences*, 19(4), 1563–1592. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.76007>
- Elmastaş, N., & Özcanlı, M. (2014). Arazi kullanımı ve deprem ilişkisi bağlamında 2011 Van depremlerinin Erciş şehrine etkileri. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 9(5), 825–847. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.6877>
- Enlil, Z. M. (2011). The neoliberal agenda and the changing urban form of Istanbul. *International Planning Studies*, 16(1), 5–25. <https://doi.org/10.1080/13563475.2011.552475>
- Ercan, M. (2017). *A study on the price escalation system in public construction contracts in Turkey* (Master’s thesis). Middle East Technical University.
- Flanagan, R., Norman, G., & Furbur, J. D. (1989). *Life cycle costing for construction*. Surveyors Publications.
- Flyvbjerg, B. (2009). Survival of the unfittest: Why the worst infrastructure gets built—and what we can do about it. *Oxford Review of Economic Policy*, 25(3), 344–367. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grp024>
- Flyvbjerg, B. (2014). What you should know about megaprojects and why: An overview. *Project Management Journal*, 45(2), 6–19. <https://doi.org/10.1002/pmj.21409>
- Harvey, D. (2012). *Rebel cities: From the right to the city to the urban revolution*. Verso.
- Ive, G. J., & Gruneberg, S. L. (2000). *The economics of the modern construction sector*. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1057/9780230510913>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Kaban, E. (2011). *Kentsel dönüşüm ve İstanbul’un ilk kentsel dönüşüm uygulama projesi: Sulukule örneği* [Yayımlanmamış yüksek lisans tezi]. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Keçeli, A. (2014). Kaybedilmiş son şans: Lokasyon kararlarının kentsel gelişim üzerindeki önemi. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 9(5), 1355–1369. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.7030>

- Kılıç, T., & Hardal, S. (2014). Kentsel dönüşümün sosyal ve mekânsal yansımalarına bir örnek: Sarıgöl Mahallesi (Gaziosmanpaşa-İstanbul). *Türk Coğrafya Dergisi*, 62, 1–7. <https://doi.org/10.17211/tcd.33157>
- Kocaman, E., Kuru, M., & Çaltış, G. (2020). İhale usulü ve sözleşme türünün yapım işi sözleşme bedeline etkisinin incelenmesi. *Teknik Dergi*, 31(1), 9789–9812. <https://doi.org/10.18400/tekderg.458054>
- Koçak, Y. (2014). Türkiye’de kentsel dönüşüm uygulamalarının göç üzerine etkisi: Kars 29 Ekim Mahallesi örneği. *Turkish Studies – International Periodical for the Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*, 9(5), 1411–1432. <https://doi.org/10.7827/TurkishStudies.6578>
- Köktürk, E., & Köktürk, E. (2007). Deprem ve kentsel dönüşüm ilişkileri. *Jeodezi ve Jeoinformasyon Dergisi*, 97, 57–64.
- Kruskal, W. H., & Wallis, W. A. (1952). Use of ranks in one-criterion variance analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 47(260), 583–621. <https://doi.org/10.1080/01621459.1952.10483441>
- Kuyucu, T., & Ünsal, Ö. (2010). ‘Urban transformation’ as state-led property transfer: An analysis of two cases of urban renewal in Istanbul. *Urban Studies*, 47(7), 1479–1499. <https://doi.org/10.1177/0042098009353629>
- Lees, L., Slater, T., & Wyly, E. (2008). *Gentrification*. Routledge.
- Love, P. E. D., Wang, X., Sing, C. P., & Tiong, R. L. K. (2013). Determining the probability of project cost overruns. *Journal of Construction Engineering and Management*, 139(3), 321–330. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)CO.1943-7862.0000575](https://doi.org/10.1061/(ASCE)CO.1943-7862.0000575)
- Love, P. E. D., Ahiaga-Dagbui, D. D., & Irani, Z. (2016). Cost overruns in transportation infrastructure projects: Sowing the seeds for a probabilistic theory of causation. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 92, 184–194. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2016.08.007>
- Merrow, E. W. (2011). *Industrial megaprojects: Concepts, strategies, and practices for success*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781119201045>
- Odeck, J. (2004). Cost overruns in road construction—What are their sizes and determinants? *Transport Policy*, 11(1), 43–53. [https://doi.org/10.1016/S0967-070X\(03\)00017-9](https://doi.org/10.1016/S0967-070X(03)00017-9)
- Özdemir, D. (2011). The role of the public sector in the provision of housing supply in Turkey, 1950–2009. *International Journal of Urban and Regional Research*, 35(6), 1099–1117. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2427.2010.00974.x>
- Özden, P. (2006). Türkiye’de kentsel dönüşümün uygulanabilirliği üzerine düşünceler. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 35, 215–233.
- Polat, D. A. (2005). Türkiye’de tasarım öncesi evrede inşaat maliyeti tahmini için bir yöntem önerisi. *İnşaat Mühendisleri Odası İstanbul Şubesi Bülteni*, 77, 20–24.
- Roberts, P., & Sykes, H. (Eds.). (2000). *Urban regeneration: A handbook*. SAGE Publications.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3–4), 591–611. <https://doi.org/10.2307/2333709>
- Sönmez, Ö. (2019). İstanbul’un kentsel dönüşüm sürecinde konut yoğunlukları değişimi. *Megaron*, 14(Özel Sayı), 145–154. <https://doi.org/10.5505/megaron.2018.03880>

- Şahin, Ç. (2015). Türkiye’de kentsel dönüşüme dayalı inşaat odaklı ekonomi modeli ve toplumsal maliyeti: En temel insan hakları, sosyal haklar, çevre hakkı ve kent hakkı açısından eleştirel bir değerlendirme. *Istanbul Journal of Sociological Studies*, 51, 51–81. <https://doi.org/10.18368/IU/sk.09445>
- Şengül, H. T. (2009). *Kentsel çelişki ve siyaset: Kapitalist kentleşme süreçlerinin eleştirisi* (2. bs.). İmge Kitabevi Yayınları.
- Tuna, K. (2004). Kentsel dönüşüm sorunları ve İstanbul kimliği. *Istanbul University Journal of Sociology*, 3(8), 1–8.
- Türkün, A. (2011). Urban regeneration and hegemonic power relationships. *International Planning Studies*, 16(1), 61–72. <https://doi.org/10.1080/13563475.2011.552473>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Winch, G. M. (2010). *Managing construction projects: An information processing approach* (2nd ed.). John Wiley & Sons.
- Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: A modern approach* (7th ed.). Cengage Learning.
- Yazıcı, S. (2018). Kamu yönetiminde şeffaflık ve hesap verebilirliğin toplumsal algısı: Bir alan araştırması. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 6(14), 295–317. <https://doi.org/10.33692/avrasyad.510685>
- Young, C., & Holsteen, K. (2017). Model uncertainty and robustness: A computational framework for multimodel analysis. *Sociological Methods & Research*, 46(1), 3–40. <https://doi.org/10.1177/0049124115610347>
- 6306 sayılı Afet Riski Altındaki Alanların Dönüştürülmesi Hakkında Kanun. (2012, 31 Mayıs). *T.C. Resmî Gazete* (Sayı: 28309). <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2012/05/20120531-1.htm>
- 4734 Sayılı Kamu İhale Kanununa Göre İhale Edilen Yapım İşlerinde Uygulanacak Fiyat Farkına İlişkin Esaslar Hakkında Karar. (2013, 31 Ağustos). *T.C. Resmî Gazete* (Karar Sayısı: 2013/5217, Sayı: 28751). <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2013/08/20130831.htm>
- T.C. Çevre ve Şehircilik Bakanlığı. (2019). *Kentsel dönüşüm strateji belgesinin hazırlanmasına yönelik ilke ve esaslar*. <https://webdosya.csb.gov.tr/db/altyapi/icerikler/strateji--belges--20191001104857.pdf>
- T.C. Toplu Konut İdaresi Başkanlığı. (2024). *TOKİ kurum profili*. <https://i.toki.gov.tr/content/entities/main-page-slider/20241023015519529569-pdf.pdf>
- T.C. Toplu Konut İdaresi Başkanlığı. (2025). *Proje tipine göre uygulamalar*. 6 Ocak 2026 tarihinde <https://www.toki.gov.tr/proje-tipine-gore-uygulamalar> adresinden erişildi.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2024, 10 Temmuz). *İnşaat maliyet endeksi, Mayıs 2024* (Sayı: 53664). <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Insaat-Maliyet-Endeksi-Mayis-2024-53664>

ETHICAL DECLARATIONS**Research and Publication Ethics**

The author declares that this manuscript is an original work prepared in accordance with the principles of scientific research and publication ethics. The manuscript has not been previously published and is not currently under consideration for publication elsewhere. All sources used in the preparation of this study have been properly cited and referenced. The author confirms that the work contains no plagiarism, fabrication, falsification, or manipulation of data. The research findings are presented honestly and transparently in accordance with the principles of academic integrity.

Author Contributions

The author has significantly contributed to the conception, design, analysis, and preparation of the manuscript. The author have read and approved the final version of the manuscript and agree to its submission and publication.

Conflict of Interest

The author declares that there is no conflict of interest regarding the publication of this manuscript.

Funding

This research did not receive any specific grant, financial support, or funding from any public, commercial, or non-profit funding agencies.

Artificial Intelligence (AI) Usage Disclosure

During the preparation of this manuscript, artificial intelligence tools may have been used solely for limited purposes such as language editing, translation assistance, and stylistic improvement. Any AI-assisted translations or language corrections were carefully reviewed and verified by the author. Artificial intelligence tools were not used to generate the core scientific content, research design, analysis, or scholarly conclusions. All academic responsibility for the content of the manuscript rests entirely with the author.

Copyright and Permissions

The author confirms that all necessary permissions for copyrighted materials have been obtained where required and that the manuscript does not violate any intellectual property rights.

Author Approval

The author confirms that they have read and approved the final version of the manuscript and consent to its submission and publication.

ETİK BEYANLAR**Araştırma ve Yayın Etiği**

Yazar, bu makalenin özgün bir çalışma olduğunu ve bilimsel araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hazırlandığını beyan eder. Makale daha önce herhangi bir yerde yayımlanmamış olup başka bir dergide değerlendirme sürecinde değildir.

Çalışmada kullanılan tüm kaynaklar akademik kurallara uygun biçimde atılmıştır. Yazar, çalışmanın intihal, veri uydurma, veri tahrifi veya manipülasyon içermediğini; araştırma bulgularının bilimsel dürüstlük ilkelerine uygun şekilde sunulduğunu beyan eder.

Yazar Katkısı

Yazar çalışmanın tasarlanması, yürütülmesi, analizi ve makalenin hazırlanmasına önemli ölçüde katkı sağlamıştır. Yazar makalenin son hâlini okuyup onaylamış ve yayımlanmasını kabul etmiştir.

Çıkar Çatışması

Yazar, bu makalenin yayımlanmasına ilişkin herhangi bir çıkar çatışması bulunmadığını beyan eder.

Finansal Destek

Bu araştırma herhangi bir kamu kurumu, ticari kuruluş veya kâr amacı gütmeyen kuruluş tarafından finansal olarak desteklenmemiştir.

Yapay Zekâ Kullanım Beyanı

Makalenin hazırlanması sürecinde yapay zekâ araçlarından yalnızca dil düzenleme, çeviri desteği ve anlatım iyileştirmesi amacıyla sınırlı ölçüde yararlanılmış olabilir. Yapay zekâ araçları tarafından yapılan çeviri ve dil düzenlemeleri yazar tarafından dikkatle kontrol edilmiştir. Yapay zekâ araçları çalışmanın bilimsel içeriğinin, araştırma tasarımının, analizlerinin veya akademik sonuçlarının oluşturulmasında kullanılmamıştır. Makalenin içeriğine ilişkin tüm akademik sorumluluk yazara aittir.

Telif Hakları ve İzinler

Yazar, telif hakkı gerektiren materyaller kullanılmışsa gerekli izinlerin alındığını ve çalışmanın herhangi bir fikrî mülkiyet hakkını ihlal etmediğini beyan eder.

Yazar Onayı

Yazar makalenin son hâlini okuduğunu, onayladığını ve yayımlanmasını kabul ettiği beyan eder.