



Performance evaluation of the Partin Table (2007), in a current ecuadorian sample

Evaluación del rendimiento de la Tabla de Partin (2007), en una muestra ecuatoriana actual

 Maryangel Nickol Martínez-Calderón,^{1*}  Givanna Brigitte Oviedo-Rivera,²  Stefania del Cisne Serrano-Olmedo,³  Mayra Janneth Beltrán-Sánchez,⁴  María Paz González-Córdova.⁵

Abstract

Background: Partin tables made from a 2007 cohort in a North American population are regularly used to predict the extent of prostate cancer after radical prostatectomy. There is no study that evaluated this table in the Ecuadorian population. Objective: To determine the usefulness in the prediction made by Partin tables in Ecuadorian patients with prostate cancer who underwent radical prostatectomy.

Materials and methods: A descriptive, cross-sectional, quantitative and retrospective study was designed, the latter being its limitation. The records of 119 patients with prostate cancer who underwent radical prostatectomy during the period from 2010 to 2020 were reviewed. The area under the curve (AUC) was calculated using the ROC curve, and the result for extraprostatic extension (EEP) was compared, infiltration of seminal vesicles (IVS) and lymph nodes (INL) with the Partin 2007 cohort.

Results: The ROC curve for EEP showed an AUC 0.54 (0.43-0.65), for ISV 0.60 (0.44-0.76) with low sensitivity and specificity, while for INL an AUC of 0.73 (0.59-0.86) with acceptable sensitivity but low specificity.

Conclusions: Partin Tables did not predict pathological stages for EEP and ISV; however, for INL it can be used with caution.

Keywords:

Prostate cancer,
Partin tables, radical
prostatectomy

Citación: Martínez-Calderón M. N, Oviedo-Rivera G. B., Serrano-Olmedo S. C., Beltrán-Sánchez M. J., González-Córdova M. P. Evaluación del rendimiento de la Tabla de Partin (2007), en una muestra ecuatoriana actual. *Rev Mex Urol.* 2022;82(3):pp1-10

Autor de correspondencia:

*Maryangel Nickol
Martínez Calderón.
Guayaquil-Ecuador,
Samanes 3. Correo
electrónico:
dramaryangelmartinez@
outlook.com

¹ Complejo Hospitalario Interhospital, Guayaquil, Ecuador.

² Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social, Hospital General Norte de Guayaquil IESS Los Ceibos, Guayaquil, Ecuador.

³ Hospital Universitario del Río, Cuenca, Ecuador.

⁴ Hospital Luis Vernaza, Guayaquil, Ecuador

⁵ Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social, Hospital de Especialidades Teodoro Maldonado Carbo, Guayaquil, Ecuador

Recibido: 30 de enero de 2022.

Aceptado: 02 de mayo de 2022.



Resumen

Antecedentes: Las tablas de Partin realizadas en el año 2007 a partir de una cohorte poblacional norteamericana, se usan regularmente para predecir la extensión del cáncer de próstata después de prostatectomía radical. No se cuenta con un estudio que evalúe esta tabla en la población ecuatoriana. Objetivo: Determinar la utilidad del empleo de las tablas de Partin en la predicción de extensión del cáncer de próstata en pacientes ecuatorianos sometidos a prostatectomía radical.

Materiales y métodos: Se diseñó un estudio descriptivo, de corte transversal, enfoque cuantitativo, retrospectivo. Se revisó los expedientes de 119 pacientes con cáncer de próstata sometidos a prostatectomía radical durante el periodo de 2010 a 2020. Mediante la curva ROC se calculó el área bajo la curva (ABC), y se evaluó la capacidad de predicción de la extensión extraprostática (EEP), infiltración de las vesículas seminales (IVS) y de ganglios linfáticos (INL) con la cohorte de Partin 2007.

Resultados: La curva ROC para EEP evidenció una ABC 0.54 (0.43-0.65), para ISV 0.60 (0.44-0.76) con una baja sensibilidad y especificidad, mientras que para INL un ABC de 0.73 (0.59-0.86) con una sensibilidad aceptable pero una baja especificidad.

Conclusiones: Las Tablas de Partin, en los pacientes ecuatorianos estudiados, demostraron predecir de modo limitado los estadios patológicos para EPP e ISV; mientras que para INL la predictibilidad parece aceptable.

Palabras clave:

Cáncer de próstata,
tablas de Partin,
prostatectomía radical

Antecedentes

El cáncer de próstata es el segundo (después del cáncer de pulmón) cáncer más frecuente en el mundo en hombres, con una incidencia (nuevos casos) de todos los cánceres (excluido el cáncer de piel no melanoma) de 1 414 259 (15.1%) en el año 2020. En Ecuador, es el primer cáncer más frecuente con una incidencia de 3249 (25.6%). En México la incidencia es de 26 742 (31.4%), en Estados Unidos de Norteamérica es de 209 512 (23.5%) y en España 34 613 (23.2%).⁽¹⁾ La prostatectomía radical actualmente es el tratamiento de elección para el cáncer localizado de la próstata ya que ha demostrado disminuir su progresión a metástasis y tasa de mortalidad.^(2,3)

A pesar de que la linfadenectomía pélvica, no es superada por la tomografía, aporta datos importantes para completar la estadificación y evaluar el pronóstico, se realiza solo en casos seleccionados debido a su alta tasa de complicaciones y de un beneficio oncológico no demostrado.^(4,5) Las tablas de Partin realizadas a partir de una cohorte del año 2007 en población norteamericana para predecir la extensión del cáncer de próstata después de prostatectomía radical ha sido validada en varias poblaciones en el mundo.⁽⁶⁻⁸⁾ Fueron las primeras en lograr un uso generalizado para asesorar a hombres con cáncer de próstata clínicamente localizado.

En Ecuador hasta este momento no se ha realizado una publicación con este tipo de estudio que a opinión de los autores contribuiría para determinar la utilidad de las tablas de Partin en la predicción de la extensión del cáncer de próstata posterior a la prostatectomía radical en pacientes ecuatorianos.

Metodología

Se revisaron 243 historias clínicas de todos los pacientes a quienes se les realizó prostatectomía radical y linfadenectomía en el periodo de 2010-2020 en un hospital oncológico de Guayaquil, Ecuador. De los cuales 119 contaban con registro completo digitalizado de historias clínicas. La muestra fue no probabilística. Se condujo un estudio cuantitativo, el análisis estadístico se ejecutó calculando las frecuencias absolutas (conteo), relativas (porcentaje), sensibilidad, especificidad y se graficó una curva ROC. Diseño: No experimental, de tipo transversal, retrospectivo.

Resultados

De un total de 119 pacientes, la edad promedio fue de 64.9 años con un rango mínimo 48 y máximo de 79 años. Caracterizando la población, la procedencia correspondió al 50.4% (n=60) residía en el área urbana, el 22.7% (n=27) en zona marginal y el 26.9% (n=32) en área rural. De los pacientes incorporados al estudio el 6.7% (n=8) no tenía ningún tipo de educación, el 44.5% (n=53) educación primaria, el 21.8% (n=26) educación secundaria, y el 26.9% (n=32) educación superior.

Al comparar las propiedades patológicas de la muestra con la cohorte de Partin se encontró que el 14.3% de tenían un puntaje de Gleason de la biopsia preoperatoria 7=4+3, Grado ISUP 3 (*International Society of Urological Pathology* (ISUP) *grading of prostate cancer*) en comparación con el 6.1% en las cohortes de Partin; sin embargo, el 14.5% en el grupo de Partin tuvieron un puntaje Gleason 7=3+4 Grado ISUP 2, mientras que en este grupo representó el 7.6%. Estas diferencias preoperatorias se reflejaron también en el estadio patológico, con la infiltración de vesículas seminales (ISV) y la infiltración de ganglios linfáticos (INL) presentes en el 12.6% y el 10.1%, en pacientes ecuatorianos; y con solo el 2.9% y el 1.2% del grupo de comparación, respectivamente (Tabla 1).

Tabla 1. Comparación de la muestra con la cohorte de la tabla de Partin 2007

Número de pacientes		n=119	n=5730
Edad	Media (años)	64.9	57.4
	Rango	48–79	34–75
Estadio clínico	T1c	61 (51.3)	4419 (77.1)
	T2a	45 (37.8)	998 (17.4)
	T2b/c	13 (10.9)	313 (5.5)

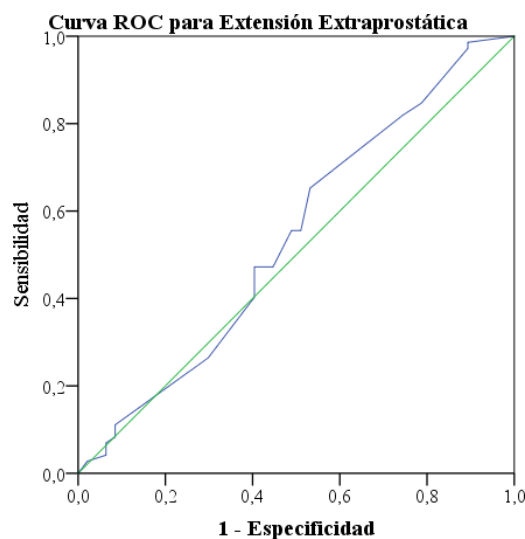
Continúa...

PSA (ng/ml)	Media	14.6	-
	Rango	1.1-54	-
	0-4	4 (5.2)	1398 (24.4)
	4-10	27 (35.1)	3665 (64)
	>10	46 (59.7)	667 (11.6)
Puntaje de Gleason de la biopsia preoperatoria/ISUP	5-6/1	81 (68.1)	4402 (76.8)
	7=3+4/2	9 (7.6)	816 (14.2)
	7=4+3/3	17 (14.3)	348 (6.1)
	>7/4,5	12 (10.1)	164 (3)
Estadio patológico*	EEP	50 (42.0)	1276 (22)
	ISV	15 (12.6)	180 (2.9)
	INL	12 (10.1)	70 (1.2)

EEP: extensión extraprostática; ISV: infiltración a vesículas seminales; INL: infiltración a nódulos linfáticos

El ABC para extensión extraprostática (EEP) fue muy bajo, 0.54, con un límite inferior de 0.43 y un límite superior de 0.65 con una baja sensibilidad y especificidad. El ABC para IVS fue bajo también, 0.60, con límite inferior de 0.44 y superior de 0.76. El ABC para INL fue mayor, con relación a los otros estadios patológicos, 0.73 pero con una sensibilidad regular (66.7%) y una baja especificidad (Figuras 1, 2 y 3).

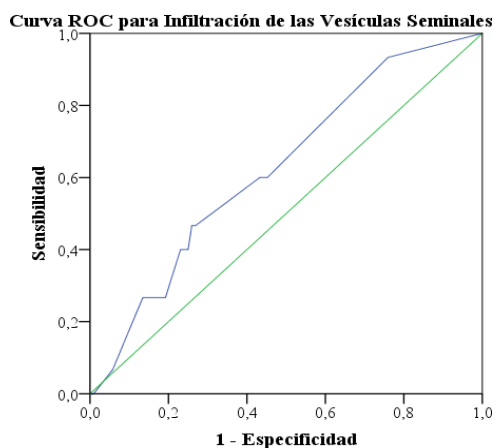
Figura 1. Curva ROC para extensión extraprostática



Sensibilidad: 55.6%
Especificidad: 51.1%

Área bajo la curva		
ABC	Límite inferior	Límite superior
0.54	0.43	0.65

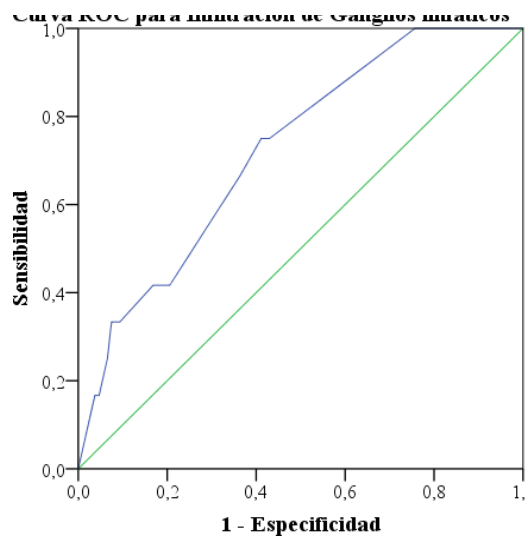
Figura 2. Curva ROC para Infiltración de las vesículas seminales



Sensibilidad: 58.3%
Especificidad: 44.9%

Área bajo la curva		
ABC	Límite inferior	Límite superior
0.60	0.44	0.76

Figura 3 Curva ROC para infiltración de ganglios linfáticos



Sensibilidad: 66.7%
Especificidad: 36.4%

Área bajo la curva		
ABC	Límite inferior	Límite superior
0.73	0.59	0.86

Discusión

En la actualidad, la tabla de Partin continua siendo una de las herramientas predictivas más usadas para pronosticar la consecuencia de la pieza quirúrgica de la prostatectomía radical y dilucidar si el paciente se beneficiará de dicho procedimiento, se validaron por primera vez en los pacientes en la Universidad John Hopkins Estados Unidos,^(9,10) y se revisaron en el año 2007.⁽⁶⁾

Las tablas de Partin han sido validadas en varias poblaciones como son Francia, Italia, Irlanda Austria, India, China, Reino Unido, Corea del Sur en las que el rendimiento fue limitado.⁽¹¹⁾

Bhojani *et al.*, ejecutaron dos estudios retrospectivos para validar en la población europea (Francia, Italia y Alemania) para validar las tablas de Partin. Un estudio lo realizó en dos centros: uno en Francia (n=839) y el otro en Italia (n=225). En la población francesa presentaron un ABC para EEP 0.61, para ISV 0.71 y para INL 0.82. En la cohorte italiana presentaron un ABC para EEP de 0.66, para ISV 0.92 y para INL 0.75; con estos hallazgos, llegaron a la conclusión de que las tablas de Partin cohorte 2007 demostraron un peor rendimiento en los hombres europeos que en los hombres de América del Norte y que los modelos predictivos deben validarse externamente antes de su implementación en la práctica clínica.⁽¹²⁾

Fanning *et al.*, delinearon un estudio retrospectivo ejecutado en Irlanda (n=175) donde encontraron una población con una mediana con un ABC de la curva ROC de 0.58, 0.70, 0.65 para EEP, ISV e INL respectivamente; tuvieron como conclusión que las tablas de Partin mostraron una capacidad de discriminación deficiente para la predicción de resultados patológicos posteriores a la prostatectomía

radical en hombres irlandeses, por lo que recomendaron tener la precaución en su utilización clínica.⁽¹³⁾

Augustin *et al.*, en un estudio retrospectivo aplicado en una población austríaca (n=687) describieron una población en la que calcularon un ABC de la curva ROC 0.65, 0.78 y 0.75 para EEP, ISV e INL respectivamente. Concluyeron que la precisión general de las tablas de Partin con la cohorte 2007 para predecir el estadio patológico final fue inferior en pacientes con cánceres de próstata detectados por re-biopsia; por lo tanto, las precisiones podrían verse socavadas por niveles medios más altos de PSA en presencia de estadios patológicos similares.⁽¹⁴⁾

Regnier-Coudert *et al.*, plantearon un estudio multicéntrico a través del Reino Unido (n=1700) donde calcularon un ABC de 0.62, 0.71 y 0.82 para EEP, ISV e INL, llegando a la conclusión de que la calidad predictiva de las tablas de Partin es como baja a moderada en los datos ese país. Esto significa que siguiendo las predicciones generadas por las tablas de Partin, muchos pacientes recibirían un tratamiento inadecuado, generalmente asociado a un deterioro de su calidad de vida.⁽¹⁵⁾

Shen *et al.*, planificaron un estudio retrospectivo en una población China (n=203) donde identificaron un ABC para EEP de 0.61, para ISV 0.82 y para INL 0.74. Concluyeron que la tabla de Partin 2007 no mostró ninguna ventaja.⁽¹⁶⁾

Jeong *et al.*, diseñaron un estudio retrospectivo en una población de Corea del Sur [n=2000 (cohorte interna)] siendo el primer estudio desarrollado y validado para predecir la etapa patológica del cáncer de próstata en una población asiática. En aquel estudio determinaron un ABC de 0.61, 0.82 y 0.74 para los estadios patológicos EEP, ISV e INL, respectivamente. Llegaron a la conclusión de que estos

nomogramas podrían ser más precisos y útiles para los hombres coreanos que otros modelos predictivos desarrollados con poblaciones occidentales.⁽¹⁷⁾

Turo *et al.*, plantearon un estudio retrospectivo en n=591 pacientes de un centro médico del Reino Unido donde estimaron el ABC para EEP fue de 0.62, para ISV fue de 0.71, y para la INL fue de 0.81. Su conclusión fue que se debe tener precaución al aconsejar el uso de nomogramas. Aunque los nomogramas se pueden utilizar como guía, se debe advertir a los pacientes que a menudo no han sido validados en diferentes poblaciones europeas y pueden dar información engañosa sobre los riesgos específicos de un paciente.⁽¹⁸⁾

Yadav *et al.*, seleccionaron 253 pacientes en su estudio retrospectivo realizado en la India, detectando una ABC 0.62, 0.71 y 0.81 para los estadios patológicos de EEP ISV e NL respectivamente. Finalmente concluyeron que las tablas de Partin, a pesar de tener propiedades de discriminación justas, no predicen con precisión LNI, SVI y ECE en todo el rango de valores pronosticados en una cohorte de la India contemporánea. La validación externa de un modelo predictivo es importante antes de su aplicación clínica en determinada población, porque no se puede esperar que las predicciones basadas en un modelo funcionen bien si la cohorte de desarrollo es drásticamente diferente de la cohorte de validación.⁽¹⁹⁾

En el caso de la validación de las tablas de Partin a través del ABC con la curva ROC, el resultado fue variable en todos los estudios con conclusiones diversas, que van desde comentarios a negativos que no recomiendan su uso, pasando por el criterio ser usadas con precaución; hasta recomendar su uso solo en estadios avanzados.

El resultado de los n=119 participantes seleccionados objeto de este trabajo de investigación, reveló una edad promedio de 64.9 años siendo similar en la mayoría de los estudios precedentes que superan los 60 años.

Con respecto al estadio clínico, se encontró un TNM (%): T1c (51.9), siendo el estadio T1c menor con relación a los demás estudios analizados. Posiblemente se deba a los datos del nivel sociocultural de nuestra población, en la que ampliamente se conoce es una cultura machista, en la que se cree que el hombre no se puede enfermar de la próstata afectando su virilidad, negándose a sí mismo una atención oportuna, afectando los resultados de este estudio. Con relación al PSA, se encontró un porcentaje mayor en el grupo de >10 (59.7), siendo este último valor superior al resto de las investigaciones realizadas. En lo concerniente al GS, en el presente estudio se identificó porcentajes similares (13%) en los grupos 7 (4+3) y >8 en cada uno de ellos, mientras que en los demás trabajos de investigación fue variable.

En la presente investigación, el ABC para EEP fue muy bajo, 0.54, con un límite inferior de 0.43 y un límite superior de 0.65 con una baja sensibilidad y especificidad (ver gráfico 2); el ABC para IVS fue bajo también, 0.60, con límite inferior de 0.44 y superior de 0.76 (ver gráfico 3); mientras que el ABC para INL fue mayor, en relación con los otros estadios patológicos, 0.73 pero con una sensibilidad regular (66.7%) y una baja especificidad.

Podría esperarse en un futuro, en caso de que mejore la educación de diagnóstico oportuno del cáncer de próstata en la sociedad ecuatoriana, en una cohorte posterior de este mismo estudio encontrar mejores valores que se acerquen a estadios patológicos más bajos como se logró en las series norteamericanas.⁽²⁰⁾

El estudio al ser retrospectivo presenta limitaciones como la eliminación de casos por historias clínicas incompletas. Las cirugías fueron realizadas por tres urólogos de experiencia, uno de ellos realizó la cirugía con técnica laparoscópica en las cuales se extendió más la disección ganglionar. El estudio no compara las técnicas abiertas y laparoscópicas. Cuatro médicos diferentes aproximadamente estudiaron anatomopatológicamente los primeros 8 años de las muestras, en los últimos dos años fue aleatorio y múltiple el número de los médicos patólogos.

Conclusiones

Las características clínicas de la muestra de la investigación realizada en una población de un hospital oncológico de Guayaquil, Ecuador, comparada con la cohorte de Partin fueron similares en orden proporcional a los estadios clínicos. Los parámetros de grupos de alto riesgo: PSA > 10 ng/ml y estadio Clínico T1c fue proporcionalmente (51.9% y 59.7%) más alto en esta investigación que el grupo a comparar, por lo cual no se puede comparar cohortes de Partin. No se pudo predecir los estadios histopatológicos EPP e ISV, cuya área bajo la curva fue baja. Se sugiere compararlo con nomogramas de esta etapa de la enfermedad.

La predicción de las tablas de Partin en una población ecuatoriana para INL tuvo una sensibilidad aceptable (el área bajo la curva fue mayor), pero con una baja especificidad. Sería necesario realizar nuevos estudios con nomogramas que incluyan otros parámetros como el porcentaje de núcleos positivos de los núcleos tomados en la biopsia prostática, considerado

como principal predictor de invasión de ganglios linfáticos, entre otros nomogramas.⁽²¹⁾

Financiación

No se recibió patrocinio de ningún tipo para llevar a cabo este artículo.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

1. GLOBOCAN. Global cancer statistics 2018. Cancer today. 2018. [accessed 6 Jun 2022] Available from: <http://gco.iarc.fr/today/home>
2. Nyirády P. [Surgical treatment of prostate cancer]. *Magy Onkol*. 2019 Mar 19;63(1):26–31.
3. Preisser F, van den Bergh RCN, Gandaglia G, Ost P, Surcel CI, Sooriakumaran P, et al. Effect of Extended Pelvic Lymph Node Dissection on Oncologic Outcomes in Patients with D'Amico Intermediate and High Risk Prostate Cancer Treated with Radical Prostatectomy: A Multi-Institutional Study. *J Urol*. 2020 Feb;203(2):338–43. doi: <https://doi.org/10.1097/ju.0000000000000504>
4. Ventimiglia E, Briganti A, Montorsi F. Lymph node dissection during radical prostatectomy for prostate cancer: extending the template in the right patients without increasing complications. *BJU Int*. 2018 May;121(5):677–8. doi: <https://doi.org/10.1111/bju.14169>
5. García-Perdomo HA, Correa-Ochoa JJ, Contreras-García R, Daneshmand S. Effectiveness of extended pelvic

- lymphadenectomy in the survival of prostate cancer: a systematic review and meta-analysis. *Cent European J Urol*. 2018;71(3):262–9. doi: <https://doi.org/10.5173/ceju.2018.1703>
6. **Makarov DV, Trock BJ, Humphreys EB, Mangold LA, Walsh PC, Epstein JI, et al.** Updated nomogram to predict pathologic stage of prostate cancer given prostate-specific antigen level, clinical stage, and biopsy Gleason score (Partin tables) based on cases from 2000 to 2005. *Urology*. 2007 Jun;69(6):1095–101. doi: <https://doi.org/10.1016/j.urology.2007.03.042>
 7. **Partin AW, Carter HB.** The use of prostate-specific antigen and free/total prostate-specific antigen in the diagnosis of localized prostate cancer. *Urol Clin North Am*. 1996 Nov;23(4):531–40. doi: [https://doi.org/10.1016/s0094-0143\(05\)70333-5](https://doi.org/10.1016/s0094-0143(05)70333-5)
 8. **Partin AW, Yoo J, Carter HB, Pearson JD, Chan DW, Epstein JI, et al.** The use of prostate specific antigen, clinical stage and Gleason score to predict pathological stage in men with localized prostate cancer. *J Urol*. 1993 Jul;150(1):110–4. doi: [https://doi.org/10.1016/s0022-5347\(17\)35410-1](https://doi.org/10.1016/s0022-5347(17)35410-1)
 9. **Partin AW, Kattan MW, Subong EN, Walsh PC, Wojno KJ, Oesterling JE, et al.** Combination of prostate-specific antigen, clinical stage, and Gleason score to predict pathological stage of localized prostate cancer. A multi-institutional update. *JAMA*. 1997 May 14;277(18):1445–51. doi: <https://doi.org/10.1001/jama.1997.03540420041027>
 10. **Partin AW, Mangold LA, Lamm DM, Walsh PC, Epstein JI, Pearson JD.** Contemporary update of prostate cancer staging nomograms (Partin Tables) for the new millennium. *Urology*. 2001 Dec;58(6):843–8. doi: [https://doi.org/10.1016/s0090-4295\(01\)01441-8](https://doi.org/10.1016/s0090-4295(01)01441-8)
 11. **Bhojani N, Ahyai S, Graefen M, Capitanio U, Suardi N, Shariat SF, et al.** Partin Tables cannot accurately predict the pathological stage at radical prostatectomy. *European Journal of Surgical Oncology (EJSO)*. 2009 Feb 1;35(2):123–8. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ejso.2008.07.013>
 12. **Bhojani N, Salomon L, Capitanio U, Suardi N, Shariat SF, Jeldres C, et al.** External validation of the updated partin tables in a cohort of French and Italian men. *Int J Radiat Oncol Biol Phys*. 2009 Feb 1;73(2):347–52. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijrobp.2008.04.082>
 13. **Fanning DM, Fan Y, Fitzpatrick JM, Watson RWG.** External validation of the 2007 and 2001 Partin tables in Irish prostate cancer patients. *Urol Int*. 2010;84(2):174–9. doi: <https://doi.org/10.1159/000277594>
 14. **Augustin H, Auprich M, Mannweiler S, Pachernegg O, Al-Ali BM, Pummer K.** Prostate cancers detected by saturation repeat biopsy impairs the Partin tables' accuracy to predict final pathological stage. *BJU Int*. 2012 Aug;110(3):363–8. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1464-410x.2011.10765.x>
 15. **Regnier-Coudert O, McCall J, Lothian R, Lam T, McClinton S, N'Dow J.** Machine learning for improved pathological staging of prostate cancer: A performance comparison on a range of classifiers. *Artificial Intelligence in Medicine*. 2012 May 1;55(1):25–35. doi: <https://doi.org/10.1016/j.artmed.2011.11.003>
 16. **Shen X-C, Qiu Y-Q, Zheng Y-C, Zhang S-Z.** Are Partin tables suitable for Chinese patients with prostate cancer? *Chin Med J (Engl)*. 2012 Nov;125(21):3795–9. doi: <https://doi.org/10.3760/cma.j.issn.0366-6999.2012.21.009>
 17. **Jeong CW, Jeong SJ, Hong SK, Lee SB, Ku JH, Byun S-S, et al.** Nomograms to predict the pathological stage of clinically localized prostate

- cancer in Korean men: comparison with western predictive tools using decision curve analysis. *Int J Urol*. 2012 Sep;19(9):846–52. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1442-2042.2012.03040.x>
18. **Turo R, Forster JA, West RM, Prescott S, Paul AB, Cross WR.** Do prostate cancer nomograms give accurate information when applied to European patients? *Scand J Urol*. 2015 Feb;49(1):16–24. doi: <https://doi.org/10.3109/21681805.2014.920415>
19. **Yadav R, Arora S, Sachdeva M, Gupta NP.** Assessment of the performance of Partin's nomogram (2007) in contemporary Indian cohort. *Indian J Urol*. 2016 Sep;32(3):199–203. doi: <https://doi.org/10.4103/0970-1591.185096>
20. **Yu JB, Makarov DV, Sharma R, Peschel RE, Partin AW, Gross CP.** Validation of the partin nomogram for prostate cancer in a national sample. *J Urol*. 2010 Jan;183(1):105–11. doi: <https://doi.org/10.1016/j.juro.2009.08.143>
21. **Briganti A, Larcher A, Abdollah F, Capitanio U, Gallina A, Suardi N, et al.** Updated nomogram predicting lymph node invasion in patients with prostate cancer undergoing extended pelvic lymph node dissection: the essential importance of percentage of positive cores. *Eur Urol*. 2012 Mar;61(3):480–7. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eururo.2011.10.044>