



UNIVERSITAT_{DE}
BARCELONA

Proyecto de tesina para optar por el título

Máster en Comercio Exterior y Finanzas Internacionales

**Estudio del impacto del Covid-19 sobre el comportamiento
económico de la industria hotelera de Cataluña 2020 mediante
modelos de series temporales**

Presentado por:

Oscar Omar Useche Guerrero

2019-2020

ÍNDICE

Índice de Tablas	3
Índice de Figuras	5
Dedicatoria	9
Agradecimientos	10
Capítulo I – Introducción	11
1.1 Introducción	11
1.2 Hipótesis	14
1.3 Objetivos	14
1.3.1 Objetivo general	14
1.3.2 Objetivos específicos	14
Capítulo II – Marco teórico	15
2.1 Pandemias en los Siglos XX y XXI	15
2.2 Impacto económico de las epidemias y pandemias	17
2.3 La pandemia Covid-19 y la industria turística	19
2.4 La industria turística en Cataluña	21
Capítulo III – Metodología	23
3.1 Diseño de la investigación	23
3.2 Descripción de la población bajo estudio	23
3.3 Variables	23
3.3.1 Variable dependiente	23
3.3.2 Variables independientes	23
3.4 Modelo econométrico	24
3.4.1 Econometría de series de tiempo	24
3.4.2 Pruebas de estacionariedad	29
3.4.3 Modelos de series de tiempo	34
3.4.4 Metodología de Box-Jenkins	36
3.5 Fuentes de información	41
3.6 Procesamiento y análisis de datos	41

Capítulo V – Resultados	44
4.1 Análisis estadístico descriptivo de los datos de hoteles en Cataluña	45
4.1.1 Cantidad de viajeros	45
4.1.2 Cantidad de pernoctaciones	51
4.1.3 Personal empleado	57
4.1.4 Ingreso medio	59
4.2 Aplicación de la metodología de Box-Jenkins	62
4.2.1 Series de tiempo de la variable viajeros total	62
4.2.1.1 Modelo viajeros total en Cataluña (Y_t^C)	64
4.2.1.2 Modelo viajeros total en Barcelona (Y_t^B)	71
4.2.1.3 Modelo viajeros total en Madrid (Y_t^M)	78
4.2.1.4 Modelo viajeros total en España (Y_t^E)	86
4.2.2 Series de tiempo de la variable pernoctaciones total	93
4.2.2.1 Modelo pernoctaciones total en Cataluña (Y_t^{PC})	94
4.2.2.2 Modelo pernoctaciones total en Barcelona (Y_t^{PB})	97
4.2.2.3 Modelo pernoctaciones total en Madrid (Y_t^{PM})	100
4.2.2.4 Modelo pernoctaciones total en España (Y_t^{PE})	102
4.2.3 Series de tiempo de la variable ingreso total	104
4.2.3.1 Modelo ingreso total de hoteles de Cataluña (Y_t^{IC})	106
4.2.3.2 Modelo ingreso total de hoteles de Madrid (Y_t^{IM})	108
4.2.3.3 Modelo ingreso total de hoteles de España (Y_t^{IE})	110
Capítulo V – Conclusiones y recomendaciones	113
5.1 Conclusiones	113
5.2 Recomendaciones	115
Bibliografía	119

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Clasificación de la cantidad (%) de turistas que llegaron a Cataluña según el primer trimestre de cada periodo por lugar de residencia	46
Tabla 2. Variación porcentual de la llegada de turistas a Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020 en periodos de 2018-2019 (18/19), 2018-2020 (18/20) y 2019-2020 (19/20)	48
Tabla 3. Clasificación de la cantidad (%) de pernoctaciones que llegaron a Cataluña según el primer trimestre de cada periodo por lugar de residencia	52
Tabla 4. Variación porcentual de las pernoctaciones a Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020 en periodos de 2018-2019 (18/19), 2018-2020 (18/20) y 2019-2020 (19/20)	55
Tabla 5. Clasificación de los empleados (%) de la industria hotelera según la comunidad donde desempeñaba el trabajo para el primer trimestre del periodo 2018-2020	58
Tabla 6. Distribución del ingreso medio en millones de euros de los hoteles por comunidad y periodo según algunos estadísticos descriptivos	60
Tabla 7. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Cataluña (C_t) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	70
Tabla 8. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Barcelona (Y_t^B) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	78
Tabla 9. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Madrid (Y_t^M) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	85
Tabla 10. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo España (Y_t^E) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	93

Tabla 11. Pernotaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PC} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	96
Tabla 12. Pernotaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PB} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	99
Tabla 13. Pernotaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PM} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	102
Tabla 14. Pernotaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PE} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	104
Tabla 15. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IC} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	107
Tabla 16. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IM} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	109
Tabla 17. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IE} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19	111

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Comparación entre una serie de tiempo (ST) estacionaria y no estacionaria	30
Figura 2. Correlograma de una ST estacionaria vs no estacionaria	32
Figura 3. Distribución de la cantidad de viajeros españoles y extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, según la comunidad de destino	47
Figura 4. Variación porcentual de turistas españoles y extranjeros en Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	49
Figura 5. Variación porcentual de turistas residentes en España durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	50
Figura 6. Variación porcentual de turistas residentes en el extranjero durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	51
Figura 7. Distribución de la cantidad de pernoctaciones de españoles y extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	53
Figura 8. Variación porcentual de las pernoctaciones totales durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	55
Figura 9. Variación porcentual de las pernoctaciones de españoles durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	56
Figura 10. Variación porcentual de las pernoctaciones de extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	57
Figura 11. Distribución de los empleados de la industria hotelera durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020	59
Figura 12. Variación media del ingreso de la industria hotelera en presencia y ausencia del Covid-19	61
Figura 13. Series de tiempo de la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de las diferentes comunidades de España durante 1999 – 2020	63
Figura 14. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Cataluña de enero 1999 hasta diciembre 2018 (EOH, 2020)	64
Figura 15. Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia hacia Cataluña (EOH, 2020)	65

Figura 16. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Cataluña (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)	66
Figura 17. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Cataluña de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)	67
Figura 18. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Cataluña (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)	68
Figura 19. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Cataluña	69
Figura 20. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Barcelona de enero 1999 hasta diciembre 2018 (EOH, 2020) ...	71
Figura 21. Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Barcelona (EOH, 2020)	72
Figura 22. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Barcelona (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)	73
Figura 23. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Barcelona de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)	74
Figura 24. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Barcelona (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)	75
Figura 25. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona	76

Figura 26. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Madrid de enero 2012 – diciembre 2018 (EOH, 2020)	79
Figura 27: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Madrid (EOH, 2020)	80
Figura 28. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Madrid (sin estacionalidad) de enero 2012 a diciembre 2018 (EOH, 2020)	81
Figura 29. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Madrid de enero 2012 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)	82
Figura 30. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Madrid (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)	83
Figura 31. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona	84
Figura 32. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de España de enero 2012 – diciembre 2018 (EOH, 2020)	86
Figura 33: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia España (EOH, 2020)	87
Figura 34. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de España (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)	88
Figura 35. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia España de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad en tercera diferencia)	89
Figura 36. Serie de los residuos estandarizados del Modelo España (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)	90

Figura 37. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España	91
Figura 38. Series de tiempo de la variable pernотaciones total de turistas en los hoteles de las diferentes comunidades de España	94
Figura 39. Cantidad de pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda Cataluña	95
Figura 40. Logaritmo de las pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona	97
Figura 41. Pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona	99
Figura 42. Logaritmo de las pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona	100
Figura 43. Pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España	103
Figura 44. Series de tiempo del ingreso total de los hoteles de toda España, Cataluña y Madrid	105
Figura 45. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Cataluña	106
Figura 46. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Madrid	109
Figura 47. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España	111

DEDICATORIA

A todos los sanitarios que han perecido y los que aún continúan en la lucha contra el Covid-19, especialmente a los venezolanos que libran esta batalla en condiciones infrahumanas. Que Dios los proteja.

A todos aquellos que participan de la búsqueda de posibles tratamientos o vacunas, y a todas esas familias que han perdido un ser querido en la presente situación, a los que indirectamente siguen en sus actividades comerciales para mantener una continuidad de la economía para evitar que se produzcan más variables negativas que afecten la cotidianidad y alimentación, es una lucha de todos en la que unidos como sociedad lograremos superar las adversidades presentes.

AGRADECIMIENTOS

Quiero dejar sentado mi más profundo y sentido agradecimiento a mi mamá Mireya Guerrero Cárdenas y hermanos Rafael y Ralph Useche por el cariño y apoyo recibido durante cada una de estas etapas de crecimiento humano, académico y profesional.

A mi tío Balmore Guerrero Cárdenas, profesor de Biología de la Facultad de Ciencias en la Universidad De Los Andes (U.L.A) (Venezuela), por sus ideas y aportes a esta investigación, así como sus consejos en el transcurrir de mi vida.

A el Profesor Jesús Peña Guillén, profesor de Bioestadística en la facultad de farmacia y bioanálisis de la Universidad De Los Andes (U.L.A) (Venezuela), por sus enseñanzas y consejos especialmente en el área estadística.

A la Profesora Gemma Llauradó i Plana, por su labor como tutora y valiosos aportes y opiniones en la elaboración de esta investigación, que sirvieron de guía para el desarrollo y culminación de la tesina.

A Emilio Chacón Hernández, Coordinador del Máster, por su apoyo incondicional en todo momento.

A Teresa Rangel Celis, su incondicional espera y apoyo en este crecimiento personal.

Capítulo I

Introducción

1.1 Introducción

En la presente investigación se realizó un análisis comparativo del sector hotelero de Cataluña, en relación con la presencia del Covid-19 y su efecto sobre la industria hotelera de esta provincia, haciendo uso de modelos de series temporales mediante la aplicación de la metodología de Box y Jenkins, como se explica en Gujarati y Porter (2010) y Wooldridge (2010). Particularmente se estudió el comportamiento de la demanda hotelera antes y después del Covid-19, la situación actual y el pronóstico esperado para esta industria durante el primer trimestre 2020, pero bajo el supuesto de ausencia del Covid-19.

Por consiguiente, a partir del análisis estadístico de los datos obtenidos de la Encuesta de Ocupación Hotelera (EOH) para Cataluña, se obtuvo información relacionada con el movimiento estacional de los turistas, el grado de ocupación del hotel, la estancia media de los turistas, flujo de empleados, ingresos, egresos entre otras variables económicas de interés particular. Los datos se analizaron por mes desde el año 2001 hasta el primer trimestre del año 2020, aunque la EOH no sólo ofrece información de establecimientos hoteleros, sino también campings, apartamentos turísticos, alojamientos de turismo rural, y alberges, que para esta investigación en particular sólo se analizó información relacionada con los hoteles de Cataluña.

En consecuencia, el objetivo general de la presente investigación consiste en pronosticar lo esperado para el primer trimestre del año 2020 con base en los datos recabados hasta el año 2019, mediante la construcción de un modelo de series temporales aplicando la metodología de los modelos ARIMA o metodología de Box-Jenkins. La información esperada pronosticada se comparó con lo registrado durante el primer trimestre 2020, cuya magnitud de diferencia será el efecto estimado del Covid-19 sobre la industria hotelera de Cataluña con respecto a variables como flujo de turistas, empleados, ingresos entre otras.

Sin embargo, una dificultad que se afrontó es que hasta el momento la EOH no ofrece información completa en relación a Cataluña, por ejemplo, la variable relacionada con el flujo de turistas residenciados en España y en el extranjero, los datos están clasificados por mes desde el año 2001 (incluso de años anteriores) hasta marzo 2020, para la variable tiempo de permanencia o duración media de los viajes, los datos están registrados desde el año 2015 hasta marzo 2020, así como otras variables como gasto medio por persona en forma diaria y por mes, entre otras variables relacionadas. Sin embargo, la variable ingreso económico de los hoteles de Cataluña aún no ha sido actualizada, su información es hasta el año 2018.

Ahora bien, en cuanto a las investigaciones llevadas a cabo hasta el momento relacionadas con el efecto del Covid-19 sobre el sector económico, son muchas, incluso de otras epidemias que han dejado un fuerte impacto económico a nivel mundial. Sin embargo, se mencionan tres que son las que mostraron mayores puntos comunes en relación con el tema tratado en este proyecto de tesis. Con base en información reportada por la Universidad Johns Hopkins para el mes de marzo 2020, citado en FUSADES (2020), a nivel mundial, la cantidad de infectados por Covid-19 ha sido de forma exponencial y muy acelerada, para el día 02 de marzo había 90.300 personas infectadas con una tasa de recuperación del 50,5% pero para el día 23 de marzo la cantidad de personas infectadas era 4,2 veces mayor (374.900 personas infectadas) con una disminución en la tasa de recuperación al 26,9%. Estos resultados tienen efectos negativos sobre la economía mundial afectando más a los países en vías de desarrollo que a los desarrollados. Se prevé que las áreas más afectadas serán los servicios de transporte y turismo, con consecuencias en una intensa caída económica, con shocks por el lado de la oferta y la demanda que se estima entre -1,5% y 0,5%. El decrecimiento será muy intenso entre el segundo y tercer trimestre, y la incertidumbre golpeará la demanda debilitando aún más el cuarto trimestre. Además, en análisis muy recientes como el del Well Fargo Securities sobre el efecto Covid-19 en el mundo, se estima una contracción en la economía mundial del -2,6%, más alta que la crisis financiera internacional de 2008-2009.

Otra investigación relacionada con el tema es la de Ayittey et al (2020), donde muestran cómo fue el crecimiento económico en China de 2003 hasta 2018, y cómo la presencia del Covid-19 ha tenido un efecto negativo en el sector económico, siendo -0,42% a nivel mundial y -1,8% en Hong Kong. Además, se indica que el decrecimiento económico de España en relación con los años anteriores era de -0,2%. Por otro lado, se tiene que, Ruiz Estrada y Koutronas (2020), proponen un simulador para medir el impacto económico global del Covid-19 en China. Este depende de 7 parámetros como velocidad de contagio, nivel de tratamiento de los infectados, tasa de causalidades, situación económica de los infectados, tasa multiplicativa de casos contagiados, pérdida económica total y el decrecimiento económico.

Al respecto, el sector hotelero de Cataluña no escapa de esta problemática debido al impacto sobre la economía mundial que tendrá como efecto una restricción del ingreso de turistas extranjeros a esta región y del movimiento de residentes españoles debido a la cuarentena impuesta en España a partir del 14 de marzo de 2020, habiendo reportado su primer caso el 31 de enero de 2020, de acuerdo con la OMS (2020). Además, el primer caso confirmado en Cataluña fue el 25 de febrero de 2020, y cuarto caso a nivel nacional de España. Por consiguiente, se espera observar una contracción del flujo de turistas residentes en España y residentes en el extranjero, así como también en el ingreso económico en la industria hotelera de Cataluña para el primer trimestre del año 2020, debido a la presencia del Covid-19.

Por consiguiente, los modelos estadísticos de series temporales son herramientas fundamentales para tener información acerca del pronóstico esperado durante un periodo de tiempo específico con base en información de un periodo de tiempo anterior al presente, en relación con la ocurrencia de un evento de tipo social, económico o clínico, que en este caso es entorno a la presencia del Covid-19. Las investigaciones mencionadas llevadas a cabo hasta este momento no muestran información detallada de cada región bien sea de España u otro lugar del mundo, sino que sus resultados están dados en forma general para cada nación, particularmente de China que fue donde se inició esta patología, el primero de

diciembre de 2019 en la ciudad de Wuhan. Por esta razón se analizó sólo información de Cataluña, España, por ser una comunidad autónoma que ha recibido una gran cantidad de turistas durante los últimos años, y que está siendo muy afectada económicamente por la presencia del Covid-19, por lo cual se planteó un modelo de serie temporal que le permita al sector tomar decisiones en bien de la industria hotelera con base en los resultados de esta investigación.

1.2 Hipótesis

¿Es posible determinar que la presencia de la pandemia del covid-19 tuvo algún efecto sobre el comportamiento del flujo turístico y de la actividad económica de la industria hotelera de Cataluña durante el primer trimestre 2020?

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo general

Pronosticar el efecto Covid-19 sobre el impacto económico de la industria hotelera de Cataluña 2020 mediante modelos de series temporales.

1.3.2 Objetivos específicos

- Describir la evolución de la demanda turística en cuanto al número de viajeros, pernoctaciones y permanencia media del flujo de turistas residenciados en España y en el extranjero que llegaron a Cataluña.
- Referir las condiciones económicas de los hoteles de Cataluña en cuanto al ingreso medio, gasto medio y personal.
- Analizar la estacionalidad de la demanda hotelera y de sus condiciones económicas.
- Predecir el efecto Covid-19 sobre la industria hotelera de Cataluña 2020 mediante modelos de series temporales.

Capítulo II

Marco Teórico

2.1 Pandemias en los siglos XX y XXI.

La economía es una actividad humana altamente susceptible a eventos que generan crisis, principalmente cuando las distorsiones ocurren en las regiones con mayor influencia económica o que en el tiempo estas crisis se extienden a grandes zonas del planeta. Según el economista francés (Blanchar , 2009) una de las principales causas de incertidumbre son las crisis, y a su vez la incertidumbre generada afecta el comportamiento y esto a su vez alimenta la crisis. Estas afirmaciones del autor resultan de suma importancia cuando se observa el comportamiento de la economía ante crisis generadas por causas antrópicas o de otra naturaleza.

El deterioro de la salud y en consecuencia el temor a perder la vida, causa terror en la población humana, en ese sentido, las pandemias son grandes generadoras de crisis. Las pandemias pueden ser producidas por diferentes tipos de virus y otros organismos contagiosos. Sin embargo, Las pandemias de influenza son las que han causado más impacto por su velocidad de diseminación y alta tasa de contagio y mortalidad. (Ayota-Talabera, 1999) Las define como aquellas causadas por la introducción de virus que, generalmente, son subtipos nuevos para la población humana, que causan enfermedad y contra los cuales no se tiene inmunidad, o muy poca, y que se transmiten eficientemente de persona a persona y de un país a otro.

Las pandemias producidas por virus más documentadas son las que ocurrieron en el siglo pasado y en las primeras dos décadas de este siglo. Según (Ognio, 2006) en el siglo XX se produjeron tres grandes pandemias de influenza, la primera de ellas en el año 1918, esta epidemia conocida como la gripe española se estimó entre 20 y 50 millones de personas en todo el mundo, las otras pandemias ocurrieron una en 1957-1958 conocida como gripe asiática y la otra en 1968, denominada gripe de Hong Kong. Estas pandemias se extendieron rápidamente a todo el mundo y se le atribuyó un millón de muertes a cada una.

En este siglo, en el 2003, un nuevo virus de la influenza, denominado H5N1. Infestó a 18 personas 6 de ellas fallecieron en el 2004 se presentaron más casos Según (Ognio, 2006) “el H5N1 es el “mejor candidato’ para convertirse en el agente causal de una nueva pandemia de influenza. Por primera vez, el mundo conoce la existencia de un virus que podría generar una nueva pandemia, cuando está aún no se ha producido. A tal punto que en enero del 2005, la OMS pasó el nivel de la epidemia por A H5N1 a nivel 3 ‘alerta pandémica’.

Mientras la vigilancia se enfocaba en el virus AH5N1 en el año 2003 en Asia se registraron casos de una enfermedad del sistema respiratorio a la que se le denominó Síndrome Respiratorio Agudo Severo SARS (por las siglas en inglés “severe acute respiratory syndrome”) los estudios mostraron que el agente causante del SARS no pertenecía al grupo de virus de la influenza, sino aun tipo de virus perteneciente a los coronavirus posiblemente de origen animal (Ognio, 2006). Una vez que el SARS brotó en la China rural, se extendió a cinco países en 24 horas y a tres de seis continentes en cuestión de meses, en 2003 en un periodo de cinco meses, unas 8 000 personas fueron infectadas por un nuevo coronavirus humano. De ellas, 10% murieron (Osterholm, 2006).

La aparición de un nuevo coronavirus, 2019-nCoV en Wuhan en diciembre 2019 ha llevado a una respuesta global a la primera epidemia de esta década Sin embargo, a pesar de estos esfuerzos, este nuevo virus pudo propagarse a través de personas infectadas que viajaban dentro de China e internacionalmente

El 20 de enero la OMS emite su primer boletín que informa que Las autoridades chinas identificaron un nuevo tipo de coronavirus, aislado el 7 enero 2020. En cuanto a la dispersión internacional de la epidemia, el 13 de enero fue detectado en Tailandia el 15 en Japón y el 20 de enero la República de Corea. Para el momento de emitir este boletín a nivel global se contabilizaban un total de 282 casos. Hasta el 6 de marzo de 2020 la OMS ha emitido 46 reportes. En el reporte 46, la institución informa de un total de 80711 casos confirmados con 3045 decesos solo en territorio chino. En el resto del mundo se registraron 17481 casos confirmados de los cuales se registraron 351 decesos (World Head Organization, 2020).

2.2 Impacto económico de las epidemias y pandemias

El comportamiento de los brotes de las enfermedades infecciosas endémicas es conocido y su impacto sobre la economía puede ser predecible. Sin embargo, las epidemias son eventos raros y extremos, muy diversos y volátiles a lo largo del tiempo y en todo el espacio territorial y la estimación del riesgo de epidemia y pandemia depende de varios factores que varían según el tipo de actividad (Ruiz & Koutronas, 2019).

Teniendo en cuenta que el mundo depende de la rápida distribución de productos como alimentos y partes de repuesto para equipos, en el caso de una pandemia de influenza, las economías globales, regionales y nacionales tendrán que hacer una parada brusca, cosa que jamás ha ocurrido, la situación económica mundial puede ser tan difícil que desencadenará una reacción que podría cambiar el mundo de la noche a la mañana, el comercio y los viajes internacionales se restringirán e, incluso, se suspenderán en un intento por evitar que el virus entre a más países (Osterholm, 2006).

El impacto económico de las epidemias más recientes sobre la economía de algunos países o sobre sectores particulares de la industria y el comercio, puede dar indicios de lo que podría ocurrir ante una pandemia con tasas altas de infección y mortalidad. A continuación se presentan algunos ejemplos.

Según el Banco mundial (World Bank, 2016) La epidemia de Ébola que azoto el África occidental de 2013 a 2014 provoco la disminución desde 8,7% a 0,7 % en el crecimiento del producto (PIB) en Liberia, y en Sierra Leona disminuyó de 5.3% a 0.8% mientras que en Guinea que se preveía fuera del 4% en el 2015 se desplomo hasta el 0,1%. (Candeias & Morhard, 2018) Estiman que el brote de SARS en 2003 causó más de \$ 50 mil millones en daños a la economía mundial, Del mismo modo, el brote de MERS de Corea del Sur de 2015 produjo entre otras cosas la reducción del 41% en el número de visitas turísticas al país, así como el de personas que evitan restaurantes, teatros y centros comerciales, finalmente causaron que el Banco de Corea redujera su tasa de interés de referencia a un mínimo histórico.

Según (Osterholm, 2006) “la epidemia de el SARS dio una probada del impacto que una pandemia asesina de influenza tendría sobre la economía global” para reforzar esta afirmación el autor cita a. Jong-Wha Lee, de la Universidad de Corea, y Warwick McKibbin, de la Universidad Nacional de Australia, quienes estimaron en 40 000 millones de dólares el impacto económico de los seis meses que duró la epidemia del SARS en la región Asia-Pacífico.

La epidemia producida por el coronavirus COVID 19 está en pleno desarrollo y los efectos que ella tendrá sobre la economía, dependerán del progreso de la enfermedad y las respuestas oportunas de los organismos internacionales y de los gobiernos nacionales y locales. A dos meses de haberse iniciado la crisis, ya existían algunos indicios de afectación de algunos sectores económicos pero los verdaderos efectos solo podrán ser cuantificados a mediano y largo plazo.

Los primeros efectos de la epidemia COVID 29 sobre la economía fueron consecuencia la incertidumbre generada por las fuertes medidas de cuarentena, y cese de actividades impuestas por las autoridades chinas en los primeros días de la crisis. Según (Vitner , Dougherty, & Honnold, 2020) en los Estados Unidos, “muchas empresas tienen una amplias ofertas con cadenas de redes en China que pueden verse interrumpidas por cierres y cuarentenas. Retrasos en los envíos de piezas y componentes clave puede hacer que los fabricantes reduzcan la producción” los mismos autores sostienen que las empresas que importan partes y componentes de otras naciones también pueden verse afectadas.

Ante la epidemia, la industria del turismo ha sido uno de los sectores económicos más afectados a corto plazo, esto debido principalmente a la posibilidad de que viajeros internacionales introduzcan agentes patógenos que produzcan brotes en el país receptor. El brote de SARS del 2003 produjo un total de 8086 casos a nivel mundial de ello 744 decesos, Canadá fue el país más afectado en el hemisferio occidental con 251 casos y 43 decesos, (World Health Organization, 2004). Esta situación causo en Canadá pérdidas por el orden de 4,3 mil millones de dólares en el sector de alojamiento y servicio de alimentos (Keogh-brown & Smith, 2008).

En el 2009 que se inició en México una epidemia de influenza conocido como “Gripe Porcina” producida por el virus H1N1. Este brote no pudo ser contenido a nivel local y la OMS la declaro pandemia el 11 de julio de 2009, pero no restringió los viajes internacionales. Sin embargo, el Centro Para Control de Enfermedades, de Estados Unidos, emitió una advertencia, recomendando a los viajeros posponer cualquier viaje no esencial a México (Center for Disease Control, 2009). Posteriormente, el Comisionado de Salud de la Unión Europea, instó a los viajeros a evitar cualquier viaje no urgente a América del Norte. (Center for Disease Control, 2009) Afectando directamente la industria turística mexicana.

Con respecto a la epidemia a la actual epidemia de COVID 19. En caso de los Estados Unidos, la suspensión de vuelo y un fortalecimiento del dólar podrían hacer mella en turismo relacionado con China, que genera una cantidad significativa de actividad económica en estados como California, Nevada, Nueva York, Massachusetts y Washington, en el 2018 hubo unos tres millones de visitantes chinos a los Estados Unidos los cuales según la Oficina Nacional de Viajes y Turismo de EE. UU gastaron aproximadamente 17 mil millones de dólares (Vitner , Dougherty, & Honnold, 2020).

En la actualidad la situación es confusa y en muchos casos no se dispone de datos estadísticos confiables esto hace difíciles las estimaciones del impacto económico de la epidemia. Sin embargo, a modo cualitativo basta con repasar las noticias desde enero de 2020 hasta el presente, para constatar: la paralización de actividades industriales, la suspensión de eventos comerciales; eventos de toda índole que en general van acompañados de suspensión de viajes y cancelación de reservas hoteleras que finalmente impactan la industria turística en todo el mundo.

2.3 La pandemia Covid-19 y la industria turística

Las pandemias han tenido un efecto negativo sobre el sector económico de las naciones en todo el mundo, unas más afectadas que otras, pero donde las pandemias sobreviven con mayor probabilidad, sus consecuencias son multifactoriales, históricamente los países desarrollados del tercer mundo y los subdesarrollados han mostrados grandes debilidades ante las pandemias y han

experimentado grandes desajustes económicos ante la pandemia Covid-19. Además, la caída del sector económico como motor fundamental del desarrollo de un país se refleja con efectos negativos en el sector educativo, de salud, laboral en general, deportivo y prácticamente todo lo relacionado con lo que tiene que ver con el desenvolvimiento social de las personas.

El sector turístico está muy vinculado al sector económico de muchas naciones, de hecho, el sector turístico representa el área más productiva y que genera mayores aportes al PIB de países como España, México y Australia. El efecto positivo del sector turístico se refleja en los millones de puestos de trabajo que se generan y que actualmente están siendo muy afectados por la pandemia Covid-19. Es por ello que el secretario general de la OMT (Organización Mundial del Turismo), Zurab Pololikashvili, citado por Morfin Herrera (2020), establece que el turismo es el sector más golpeado por la Covid-19, a lo cual, la OMS responde trabajando en beneficio de la recuperación del sector turístico para mitigar el impacto y situar al turismo en el eje de los futuros esfuerzos, forjando vínculos estrechos con los gobiernos y el sector privado con el fin de que este sector no decaiga en su totalidad.

De decaer por completo el sector turístico, mientras permanezca la pandemia Covid-19, los empleados de la industria hotelera serán uno de los grupos de trabajadores más afectados, debido a que al disminuir el flujo turístico nacional o extranjero, la industria hotelera disminuye sus ingresos y como consecuencia el sector de los empleados se ve seriamente afectado al tener que considerar menos empleados o incluso una disminución a cero empleados por parte de esta industria, como se ha venido observando en la industria hotelera de España. Sin embargo, en otras naciones como en México, Australia, India, Singapur e Italia, se ha tratado de implementar nuevas políticas del sector turístico que no afecten al sector de empleados y estos se mantengan posterior a la pandemia Covid-19.

Con base en la publicación de Morfin Herrera (2020), se tiene que los empleos más afectados por la presencia de Covid-19 están México, con 1,7 millones de puestos de trabajo en peligro. China es el país con mayor peligro de generar desempleo,

debido a que este país emplea 25,6 millones de personas, seguido por la India con 9 millones y Estados Unidos con 4,7 millones de empleos.

Por lo tanto, sin turistas la economía mundial prácticamente se detiene, debido a que no hay hoteles a disposición, restaurantes, lugares de recreación, diversión o descanso, además, de que no hay cómo trasladarse de un sitio a otro, ni en forma aérea ni terrestre, lo que tiene como consecuencia que, en tiempos de pandemia Covid-19 no se pueden cubrir las necesidades básicas del sector turístico.

2.4 La industria turística en Cataluña

El turismo de Cataluña ha mostrado una gran aceptación internacional y durante los últimos 15 años ha tenido un efecto positivo sobre el desarrollo del turismo nacional, mediante el flujo y alojamiento de turistas residenciados en España.

Entre los atractivos turísticos de Cataluña está su situación geográfica, el clima y el paisaje, así como el patrimonio nacional, arquitectónico, cultural e histórico, lo que garantiza la continuidad de actividades productivas en beneficio del sector turístico y de la economía de Cataluña y España en general. El punto de partida del desarrollo turístico de Cataluña fue durante las décadas de 1950 hasta 1973 según los modelos vacacionales de playa y sol brindados a las empresas en beneficio de sus empleados mediante el pago de sus vacaciones, hasta que se fue transformando en una actividad más individualizada cuyos motivos de viaje no sólo eran vacacionales sino también de estudio, eventos académicos como congresos, negocios o actividades personales.

Sin embargo, desde 1973 hasta el año 2000 el aumento de la industria hotelera fue lento, particularmente en Cataluña que experimentó un descenso, que con base en Maluquer (2011), esta situación se debió al alza de los precios del petróleo, la crisis económica en Europa Occidental, las vicisitudes político-sociales de la transición a la democracia en España, y el incremento de los costes laborales terminaron de complicar el desarrollo del sector. Hoy día, año 2020, el descenso que pudiera experimentar la industria hotelera de Cataluña no está enmarcada por cambios sociales o políticos, sino por la presencia de la pandemia Covid-19, que hasta tanto

no sea controlada la industria hotelera de Cataluña no recuperará la tendencia creciente observada desde 1999 hasta 2019.

Según este mismo autor, Maluquer (2011), a pesar de las grandes crisis de 1992-1995 y 2007-2010, Cataluña ha conseguido avances notables relacionados con la demanda turística internacional, con el reforzamiento de la capacidad de atracción de la ciudad de Barcelona, el empuje de turismo de negocios, de ferias y congresos, el turismo urbano y el turismo de cruceros, áreas en las que se ha destacado alcanzando un liderazgo continental. Así como otros elementos de oferta complementaria en el sector del ocio, el comercio de lujo, las instalaciones náuticas o los grandes eventos científicos, comerciales y deportivos han dado un fuerte impulso a las actividades turísticas, proporcionándole una posición de liderazgo en lo que respecta al turismo internacional, no solo dentro de España, sino en el conjunto de la Unión Europea. Ahora bien, en presencia del Covid-19 todas estas actividades se han visto afectadas, debido a que tanto la industria hotelera como el sector turismo en general disminuyen sus actividades casi en un 100%, por consiguiente, de seguir la pandemia Covid-19, la industria hotelera debe considerar nuevas políticas en torno a cómo mantener el flujo de turistas, que serían en proporciones inferiores previo a la pandemia, pero con el fin de que este sector no decaiga en su totalidad.

Capítulo III

Metodología

3.1 Diseño de la investigación

Para llevar a cabo esta investigación, se recopiló información a partir de las diferentes fuentes estadísticas disponibles en la red, las cuales aportan datos de libre acceso para ser procesados y analizados, en relación con el comportamiento aleatorio de la industria hotelera de Cataluña durante el primer trimestre de 2020 y algunos años anteriores. Por consiguiente, se trata de una investigación de tipo observacional con un enfoque cuantitativo descriptivo, debido a que no se manipulan variables por parte del investigador para producir ciertos efectos y por otra parte se describirán las tendencias del comportamiento de la industria hotelera de Cataluña durante el periodo de tiempo mencionado.

3.2 Descripción de la población bajo estudio

La población o población objetivo bajo estudio está conformada por cada uno de los hoteles que forman parte de la industria hotelera de Cataluña, Barcelona, Madrid y España en forma general, durante el periodo 1999 hasta el primer trimestre del año 2020. Los datos para cada periodo fueron registrados en forma mensual, considerando para cada mes en cada periodo el flujo turístico de viajeros y pernoctaciones, tanto de los turistas residenciados en España como de turistas residenciados en el extranjero.

3.3 Variables

3.3.1 Variable dependiente

Y: Impacto económico de la industria hotelera de Cataluña en presencia del Covid-19.

3.3.2 Variables independientes

X1: Presencia o ausencia del Covid-19.

X2: Cantidad de viajeros que llegaron a Cataluña durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

X3: Cantidad de pernoctaciones de personas residentes de España durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

X4: Cantidad de pernoctaciones de personas residentes en el extranjero durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

X5: Ingreso medio de la industria hotelera de Cataluña durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

X6: Gasto medio de la industria hotelera de Cataluña durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

X7: Personal empleado de la industria hotelera de Cataluña durante el primer trimestre 2020 y durante los años anteriores.

3.4 Modelo econométrico

3.4.1 Econometría de series de tiempo

Un importante interés de la industria hotelera de Cataluña, es poder hacer la estimación de la demanda de turistas residenciados en España y en el extranjero para el primer trimestre del año 2020 e incluso del año 2020 en su totalidad tomando como base información de los años anteriores, bajo la presencia actual del Covid-19. La metodología de series de tiempo permite utilizar información pasada para hacer estimaciones futuras, valores aproximados de una realidad actual. Sin embargo, se deben considerar un conjunto de propiedades matemáticas que hacen que las estimaciones obtenidas mediante un modelo de series de tiempo sean eficientes y confiables. A continuación, se describe en forma resumida algunos conceptos básicos de series de tiempo basados en su mayoría en los libros de Gujarati y Porter (2010) y Wooldridge (2010).

Serie de tiempo: Una serie de observaciones ordenadas bajo una sola dimensión, el tiempo, se denomina serie temporal. El énfasis en la econometría del análisis de series de tiempo está en estudiar la dependencia entre observaciones en diferentes

momentos. Lo que marca la diferencia en el análisis econométrico de series temporales del análisis econométrico en general es precisamente el orden temporal impuesto a las observaciones (Das, 2019).

Una serie de tiempo es una secuencia de observaciones tomadas secuencialmente en el tiempo. Muchos conjuntos de datos aparecen como series de tiempo: una secuencia mensual de la cantidad de bienes enviados desde una fábrica, observaciones por hora hechas sobre el rendimiento de un proceso químico, y así sucesivamente. Una característica importante de una serie de tiempo es que, por lo general, las observaciones adyacentes son dependientes, de ahí su considerable interés práctico. El análisis de series temporales se refiere a las técnicas matemáticas usadas para el análisis de esta dependencia, lo que requiere del desarrollo de modelos estocásticos y dinámicos para el procesamiento de sus datos (Box, Jenkins y Reinsel, 1994).

Procesos estocásticos: Un proceso estocástico o aleatorio es una colección de variables aleatorias ordenadas en el tiempo y definidas sobre un conjunto de puntos en el tiempo, que pueden ser continuas o discretas (Gujarati y Porter, 2010). Los datos económicos por lo general son recopilados en puntos discretos del tiempo, igualmente espaciados, que se denotan como Y_t donde t es el instante de tiempo del registro. Si Y es la variable dependiente, entonces $Y_1, Y_2, \dots, Y_k$ son las observaciones registradas en los instantes de tiempo $1, 2, \dots, t, \dots, k$. Además, se debe considerar que cada una de estas Y es una variable aleatoria y en conjunto constituyen un proceso estocástico. La variable Y_t con $t = 1, 2, \dots, k$, puede tomar cualquier valor, sujeto a un clima económico, político o pandémico. Así, si $Y_t = v_t$, v_t es una realización particular de todos los posibles valores que se pudieran asumir en el instante t . Por tanto, los valores de Y_t son un proceso estocástico y los valores reales observados durante el instante de tiempo 1 hasta el instante de tiempo k son realizaciones particulares de ese proceso, es decir, constituyen la muestra de observaciones.

Proceso estocástico estacionario: Un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre

dos periodos depende sólo de la distancia o rezago entre estos dos periodos, y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza. Si Y_t es una serie de tiempo estocástica con estas propiedades, entonces,

$$\text{Media: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varianza: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Covarianza: } \gamma_w = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+w} - \mu)]$$

donde γ_w , la covarianza (o autocovarianza) en el rezago w , es la covarianza entre los valores de Y_t y Y_{t+w} es decir, entre dos valores Y separados w periodos. Si $w = 0$, se obtiene γ_0 que es la varianza ($\gamma_0 = \sigma^2$), si $w = 1$, γ_1 es la covarianza entre dos valores adyacentes de Y (Gujarati y Porter, 2010).

Si la serie de tiempo no es estacionaria, sólo se estudiaría su comportamiento durante el periodo en consideración, así, cada conjunto de datos perteneciente a la serie de tiempo corresponderá a un episodio particular, lo que tiene como consecuencia, no poder hacer generalizaciones o pronósticos para otros periodos o periodos futuros. En relación con los datos del flujo turístico en Cataluña, no tiene sentido analizar sólo un periodo de tiempo particular, debido a que su objetivo es pronosticar lo que se espera sucediera en el primer trimestre de 2020 con base en la información de los años anteriores.

De acuerdo a la literatura estadística, existen varias pruebas para determinar si una serie de tiempo es estacionaria o no, entre ellas, la prueba de raíz unitaria y los métodos gráficos representados mediante correlogramas que son conocidos como la función de autocorrelación (FAC) y la función de autocorrelación parcial (FACP). Sin embargo, en la práctica las series de tiempo por lo general son no estacionarias y es necesario aplicar algunas transformaciones hasta lograr que se haga estacionaria, cuyos métodos de aplicación son los procesos estacionarios en diferencias y en tendencias.

Hay un tipo especial de proceso estocástico, el proceso puramente aleatorio o de ruido blanco. Un proceso es de ruido blanco si tiene media igual a cero ($E(Y_t) = 0$), varianza constante ($\text{var}(Y_t) = \sigma^2$) y no está serialmente correlacionado, esto es,

sus observaciones a lo largo del tiempo son independientes, $\gamma_w = 0$ con $w = 1, 2, \dots, k$. El término del error, u_t , de un modelo clásico de regresión lineal es un proceso de ruido blanco, denotado como $u_t \sim IIDN(0, \sigma^2)$, es decir, u_t es independiente e idénticamente distribuido como una distribución normal con media cero y varianza constante. Según Gujarati y Porter (2010), este proceso también es conocido como proceso gaussiano de ruido blanco. Por tanto, una serie de tiempo es estacionaria si sigue un proceso estocástico de ruido blanco.

Proceso estocástico no estacionario: En la práctica por lo general las series de tiempo son no estacionarias, siguiendo un proceso clásico del modelo de caminata aleatoria (MCA). Se tienen dos tipos de caminata aleatoria: caminata aleatoria sin deriva o sin desvío (sin término constante) y caminata aleatoria con desvío (tiene término constante).

Sea u_t el término de error de ruido blanco, con media 0 y varianza constante σ^2 , entonces la serie Y_t es una caminata aleatoria sin deriva si se expresa como,

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

En este modelo, el valor de Y en el tiempo t es igual a su valor en el tiempo $(t - 1)$ más un choque aleatorio, por lo que también recibe el nombre de modelo AR(1). Además, en Gujarati y Porter (2010) se demuestra que $E(Y_t) = 0$ y $var(Y_t) = t\sigma^2$, lo que implica que a medida que se incrementa t , su varianza aumenta de manera indefinida, contradiciendo el concepto de estacionariedad. Así, el MCA sin deriva es un proceso estocástico no estacionario.

Sin embargo, al expresar el MCA sin deriva como

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + u_t$$

donde Δ es el operador de primeras diferencias, en Chatfield y Xing (2019) se demuestra que mientras Y_t es no estacionaria, si lo es la serie de sus primeras diferencias.

La serie Y_t es una caminata aleatoria con deriva si se expresa como,

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t$$

donde δ es el parámetro de deriva. El término deriva, significa que al escribir la ecuación anterior como

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = \delta + u_t$$

se demuestra que Y_t se deriva o desvía hacia arriba o hacia abajo, según δ sea positiva o negativa. Este también es un modelo AR(1).

En Gujarati y Porter (2010) se demuestra que para el MCA con deriva se tiene que,

$$E(Y_t) = Y_0 + t\delta \quad \text{var}(Y_t) = t\sigma^2$$

Lo que implica que, para el MCA con deriva, la media, al igual que la varianza, se incrementa con el tiempo, lo que contradice el concepto de estacionariedad. Por tanto, el MCA, con o sin deriva, es un proceso estocástico no estacionario.

En relación con los datos a ser analizados, si el proceso estocástico del flujo de turistas en los hoteles de Cataluña es estacionario, se tendrá de manera casi inmediata el modelo que nos permitirá hacer los pronósticos futuros de esta industria en Cataluña, en caso contrario, si no hay estacionariedad, como generalmente ocurre en la práctica, será necesario aplicar algunas diferenciaciones de orden 1, Δ , de orden 2, Δ^2 , de orden n , Δ^n , hasta lograr que la serie bajo estudio y análisis sea estacionaria.

Serie de tiempo integradas: El modelo de caminata aleatoria (MCA) es un caso particular de una clase más general de procesos estocásticos conocidos como procesos integrados. El MCA es no estacionario pero su serie de primeras diferencias es estacionaria, como se demuestra en Chatfield y Xing (2019). Así, el MCA se llama proceso integrado de orden 1 [$I(1)$]. De forma similar, si una serie de tiempo tiene que diferenciarse dos veces (se toman primeras diferencias de la serie de primeras diferencias) para hacerla estacionaria, esa serie de tiempo se denomina integrada de orden 2 [$I(2)$]. En general, si una serie de tiempo (no estacionaria) debe diferenciarse d veces para hacerla estacionaria, la serie es integrada de orden d . Una serie de tiempo Y_t integrada de orden d se denota como $Y_t \sim I(d)$. Si la serie

de tiempo es estacionaria desde el principio (no requiere de diferenciación) se dice que es integrada de orden cero, $Y_t \sim I(0)$. Por tanto, si una serie de tiempo es integrada de orden 1 [es $I(1)$], sus primeras diferencias son $I(0)$, es decir, estacionarias. En forma similar, si una serie de tiempo es $I(2)$, sus segundas diferencias son $I(0)$. En general, si una serie de tiempo es $I(d)$, después de diferenciarla d veces se obtiene una serie $I(0)$.

Con base en lo anterior, series de tiempo estacionarias versus integradas, al considerar datos relacionados con el flujo mensual de turistas en los hoteles de Cataluña, durante largos periodos de tiempo, digamos desde el año 2001 hasta primer trimestre 2020, es probable que estas series de tiempo sean no estacionarias, en promedio el flujo de turistas puede variar en el tiempo, así como el ingreso de los hoteles, la estancia media de los turistas por hotel, entre otras variables, debido a que existen factores políticos, sociales, económicos y actualmente la pandemia Covid-19 que pueden tener efecto sobre el comportamiento aleatorio de estas y otras variables. Así, de las series de tiempo a considerar, de verificarse que son no estacionarias será necesario aplicar algunas diferenciaciones hasta conseguir que sean estacionarias. Al respecto se han llevado a cabo varias investigaciones del área estadística, como es el caso de Laurente y Machaca (2020).

3.4.2 Pruebas de estacionariedad

Análisis gráfico: El primer paso en un análisis de series de tiempo es graficar la serie bajo estudio. El gráfico proporciona una idea inicial en relación con la posible naturaleza de la serie de tiempo. Si a lo largo del periodo de estudio se observa incremento o disminución de la variable dependiente bajo análisis, es un indicativo de que la media está variando a lo largo del tiempo y, en consecuencia, la serie sería no estacionaria, o pudiera suceder que a mayor tiempo la varianza de la variable dependiente tiende a incrementarse de manera proporcional, lo que también es un indicativo de no estacionariedad. Las siguientes series de tiempo, una es estacionaria (ruido blanco) y la otra no estacionaria (caminata aleatoria).

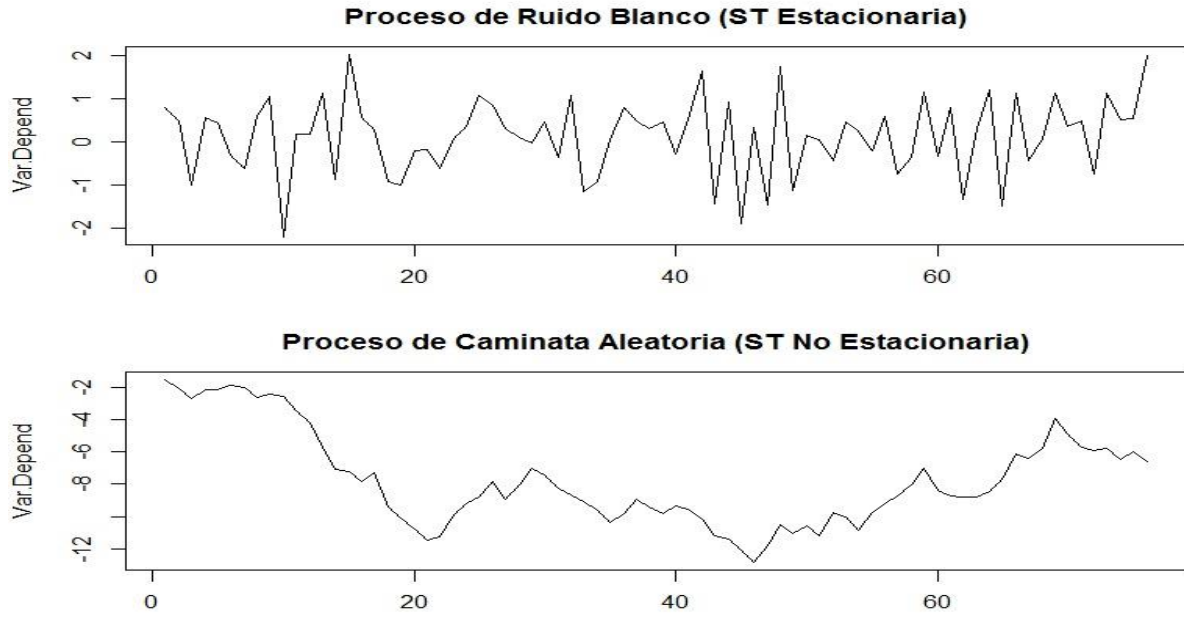


Figura 1. Comparación entre una serie de tiempo (ST) estacionaria y no estacionaria

Función de autocorrelación y correlograma: Una prueba sencilla de estacionariedad está basada en la función de autocorrelación (FAC). La FAC en el rezago k se define como,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

donde γ_k es la covarianza en el rezago k y γ_0 es la varianza. Los valores numéricos de ρ_k se encuentran entre -1 y $+1$, como cualquier coeficiente de correlación. Al representar gráficamente ρ_k versus k , se obtiene el correlograma poblacional. En la práctica sólo se tiene una realización de un proceso estocástico (la muestra), entonces sólo se puede calcular la función de autocorrelación muestral, $\hat{\rho}_k$, entonces

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$$

donde

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad \hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

con n tamaño de la muestra, $\bar{Y}$ la media muestral, $\hat{\gamma}_k$ covarianza muestral en el rezago k y $\hat{\gamma}_0$ varianza muestral. La gráfica de $\hat{\gamma}_k$ en relación al rezago k es el correlograma muestral. Este gráfico muestra una línea central que representa el eje cero; las observaciones por arriba de esta línea son autocorrelaciones positivas, y los que están por debajo, son autocorrelaciones negativas. Si la serie de tiempo es estacionaria, las autocorrelaciones en distintos rezagos se ubican alrededor de cero. Existe un proceso denominado de puramente de ruido blanco, debido a que se trata de una variable aleatoria normalmente distribuida con media cero y varianza constante σ^2 . Esta variable representa una serie de tiempo estacionaria y sus autocorrelaciones en distintos rezagos se ubican alrededor de cero. En consecuencia, es una serie de tiempo que la vamos a considerar de referencia en relación con las demás. Por tanto, si el correlograma de una serie de una serie de tiempo real se parece al correlograma de una serie de tiempo de ruido blanco, se puede concluir que dicha serie de tiempo es quizá estacionaria.

Si la serie de tiempo es no estacionaria, una característica importante de su correlograma es que los coeficientes de autocorrelación, para diferentes rezagos, son muy altos. Puede suceder que el coeficiente de autocorrelación comienza con un nivel muy alto y disminuye de modo muy lento hacia cero, a medida que se prolongan los rezagos (Figura 2).

En ambos gráficos de la Figura 2, se tiene un intervalo de confianza del 95% para las autocorrelaciones que oscila en torno a $\pm 0,2$. Las autocorrelaciones dentro de este intervalo no son significativas, es decir, son autocorrelaciones iguales a cero, mientras que, las correlaciones fuera del intervalo, son significativas, es decir, son autocorrelaciones diferentes de cero e inciden en que la serie de tiempo sea estacionaria.

Sin embargo, en lugar de probar la significancia estadística de cualquier coeficiente de autocorrelación individual, se puede probar la hipótesis conjunta de que todos los ρ_k hasta ciertos rezagos son simultáneamente iguales a cero, se puede usar el estadístico Q desarrollado por Box y Pierce, que se define como,

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2$$

donde n es el tamaño de la muestra y m es la longitud del rezago. Este estadístico prueba si una serie de tiempo es de ruido blanco, esto es, que todos los ρ_k son iguales a cero versus por lo menos alguno de los ρ_k son diferentes de cero. En muestras grandes, Q se distribuye aproximadamente como la distribución ji-cuadrada con m grados de libertad ($Q \sim \chi_m^2$).

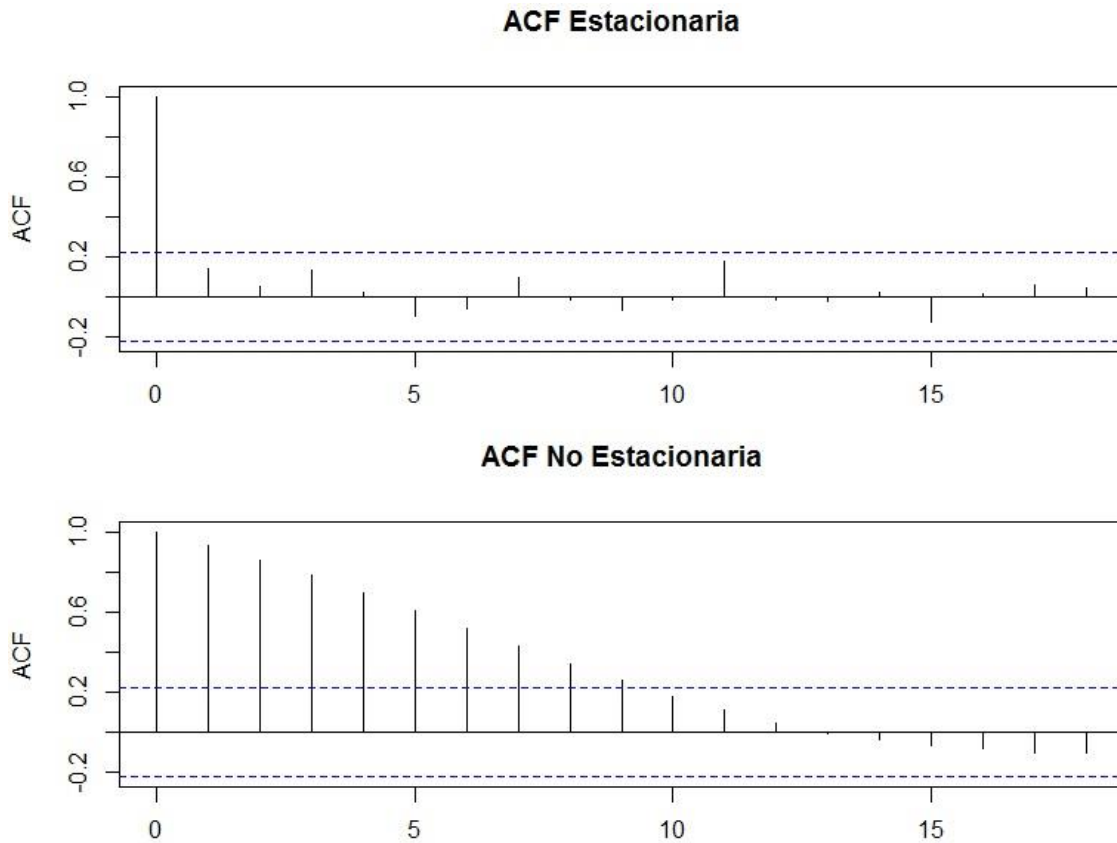


Figura 2. Correlograma de una ST estacionaria vs no estacionaria

Una alternativa al estadístico Q es el estadístico Ljung-Box (LB), definido como

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim \chi_m^2$$

En muestras grandes tanto Q como LB siguen ji-cuadrado con m grados de libertad, pero LB tiene mejores propiedades en muestras pequeñas que Q .

Prueba de raíz unitaria: Sea Y_t un proceso estocástico dado por

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1$$

donde u_t es un término de error de ruido blanco y ρ es el coeficiente de correlación.

Si $\rho = 1$, en el caso de la raíz unitaria, el modelo anterior se convierte en un MCA sin deriva, que representa un proceso estocástico no estacionario. Para probar la significancia estadística del coeficiente de correlación, según lo establece Gujarati y Porter (2010) o Chatfield y Xing (2019), se procede así: se resta Y_{t-1} de ambos lados de la ecuación anterior, obteniendo,

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

que también puede expresarse como,

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

con $\delta = \rho - 1$ y Δ , el operador de primeras diferencias.

En la práctica, y en relación con los datos que se analizarán, se probará la hipótesis nula de que $\delta = 0$, y la hipótesis alterna es que $\delta < 0$, debido a que la estacionariedad ρ debe ser menor que uno. Para que esto suceda δ debe ser negativa. Si $\delta = 0$, entonces $\rho = 1$; así, se tiene una raíz unitaria, lo que implica que la serie de tiempo bajo estudio es no estacionaria.

Si $\delta = 0$, adicionalmente se tiene que,

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t$$

Como u_t es un término de error de ruido blanco, entonces el proceso es estacionario, lo que significa que las primeras diferencias de una serie de tiempo de caminata aleatoria son estacionarias, como se mencionó anteriormente.

Para estimar ΔY_t , se toman las primeras diferencias de Y_t y se hace la regresión sobre Y_{t-1} , con el fin de determinar si el coeficiente estimado de la pendiente ($\hat{\delta}$) es o no cero. Si es cero, se puede concluir que Y_t es no estacionaria; pero si es negativa, implica que Y_t es estacionaria. Para ello, se usa el estadístico de Dickey y

Fuller (Gujarati y Porter, 2010), unidireccional por la forma en que está planteada la hipótesis alterna.

3.4.3 Modelos de series de tiempo

Los modelos de series de tiempo son expresiones matemáticas que varían de acuerdo a las características de los valores de Y_t con $t = 1, 2, \dots, k$. Entre los modelos más comunes se encuentran los siguientes:

Proceso autorregresivo (AR): Sea Y_t el valor de la variable aleatoria dependiente en el instante t . Si se modela Y_t como

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + u_t$$

donde δ es la media de Y y u_t es un término de error aleatorio no correlacionado con media cero y varianza constante σ^2 (ruido blanco), se dice que Y_t sigue un proceso estocástico autorregresivo de primer orden, o AR(1) ($Y_t \sim AR(1)$). Aquí el valor pronóstico de Y en el tiempo t depende de alguna proporción (α_1) de su valor en el periodo anterior ($t - 1$) más un término aleatorio (u_t); los valores de Y están expresados como desviaciones de su valor medio. El modelo también puede expresarse así

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + u_t$$

donde $Y_t \sim AR(1)$. Al considerar el siguiente modelo,

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + u_t$$

se tiene que $Y_t \sim AR(2)$, proceso autorregresivo de segundo orden.

En general, se tiene que

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + u_t$$

donde $Y_t \sim AR(p)$, proceso autorregresivo de orden p .

Procesos de medias móviles (MA): Sea Y_t el valor de la variable aleatoria dependiente en el instante t . Si se modela Y_t como

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1}$$

donde μ es una constante y u_t es un término de error aleatorio no correlacionado con media cero y varianza constante σ^2 (ruido blanco), se dice que Y_t sigue un proceso de promedios móviles de primer orden, MA(1) ($Y_t \sim MA(1)$). El valor pronóstico de Y en el periodo t es igual a una constante más un promedio móvil de los términos de error presente y pasado.

Si Y es expresado como

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2}$$

se indica que $Y_t \sim MA(2)$. En forma general,

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots + \beta_q u_{t-q}$$

se tiene que $Y_t \sim MA(q)$.

En resumen, un proceso de promedios móviles es una combinación lineal de términos de error de ruido blanco.

Proceso autorregresivo y de promedios móviles (ARMA): El proceso estocástico puede tener características de AR y MA en forma simultánea, y por consiguiente constituye un proceso ARMA. Entonces, si Y_t sigue un proceso ARMA(1,1), el modelo es ($Y_t \sim ARMA(1,1)$),

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1}$$

porque hay un término autorregresivo y uno de promedios móviles. En este modelo θ es un término constante. En general, si $Y_t \sim ARMA(p, q)$ entonces

$$Y_t = \theta + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q}$$

es un proceso ARMA(p,q) con p términos autorregresivos y q términos de promedios móviles.

Proceso autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA): Los modelos de series de tiempo anteriores se basan en el supuesto de que las series de tiempo consideradas son (debilmente) estacionarias. Pero en la práctica se sabe

que muchas series de tiempo económicas o de otra fuente no son estacionarias, es decir, son series de tiempo integradas.

Si una serie de tiempo debe ser diferenciada d veces para hacerla estacionaria y luego aplicarle el modelo $ARMA(p, q)$, se dice que la serie de tiempo original es $ARIMA(p, d, q)$, es decir, es una serie de tiempo autorregresiva integrada de promedios móviles, donde p denota el número de términos autorregresivos, d el número de veces que la serie debe diferenciarse para hacerse estacionaria y q el número de términos de promedios móviles. Entonces, una serie de tiempo $ARIMA(2,1,2)$ tiene que diferenciarse una vez ($d = 1$) antes de que se haga estacionaria, y la serie de tiempo estacionaria (en primeras diferencias) puede modelarse como un proceso $ARMA(2,2)$, es decir, tiene dos términos AR y dos términos MA. Desde luego, si $d = 0$ (es decir, para empezar la serie es estacionaria), $ARIMA(p, d = 0, q) = ARMA(p, q)$. Además, un proceso $ARIMA(p, 0, 0)$ significa un proceso estacionario $AR(p)$ puro; un $ARIMA(0, 0, q)$ significa un proceso estacionario $MA(q)$ puro. Con los valores de p , d y q se describe de qué proceso se está haciendo el modelo.

3.4.4 Metodología de Box-Jenkins

A finales de 1960 Box y Jenkins propusieron una metodología para las series de tiempo basadas en modelos de parámetros finitos con propiedades de segundo orden, de ahí que este enfoque lleva su nombre. Esta metodología consiste un procedimiento para estimar los parámetros de la serie de tiempo así como en la determinación de su estructura, como $AR(p)$, $MA(q)$, $ARMA(p, q)$ o $ARIMA(p, d, q)$, esto es, describe las mejores estimaciones para los valores de p , d y q . Este proceso se lleva a cabo mediante cuatro pasos fundamentales, como son, identificación, estimación de parámetros, prueba diagnóstica y pronóstico.

Identificación: En esta etapa se identificará si la serie de tiempo bajo estudio es estacionaria o no. Para ello se hará uso de los correlogramas mediante las funciones de autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP) con respecto a la longitud del rezago. El concepto de autocorrelación parcial es similar al

concepto de coeficiente de regresión parcial. El k -ésimo coeficiente de regresión β_k mide la tasa de cambio en el valor medio de la variable regresada ante un cambio unitario en la k -ésima regresora Y_k , para mantener constante la influencia de todas las demás regresoras. En forma similar, la autocorrelación parcial ρ_{kk} mide la correlación entre observaciones (series de tiempo) separadas k periodos y mantiene constantes las correlaciones en los rezagos intermedios (rezagos menores que k). En otras palabras, la autocorrelación parcial es la correlación entre Y_t y Y_{t+k} después de eliminar el efecto de las Y intermedias. Si la serie no es estacionaria, se debe convertir en estacionaria antes de aplicar la metodología Box-Jenkins, y luego se aplica la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller, para medir su significancia estadística, esperando que sus correlaciones parciales se encuentren entre los límites de confianza del 95% en aproximadamente $\pm 0,2089$, mientras que, las correlaciones parciales fuera de este rango no son estadísticamente diferentes de cero.

Ahora bien, para encontrar el patrón ARMA de la serie de tiempo de Y_t , una forma es considerar la FAC y FACP, y los correlogramas asociados de un número seleccionado de procesos ARMA, como AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(2,2), entre otras posibilidades. Como cada proceso estocástico presenta patrones habituales de FAC y de FACP, si la serie de tiempo en estudio se ajusta a alguno de estos patrones, se puede identificar con tal proceso. Por supuesto, será necesario aplicar pruebas de diagnóstico para determinar si el modelo seleccionado ARMA es razonablemente preciso.

Estimación de los parámetros del modelo ARIMA: Supongamos tenemos un proceso AR(p), con media μ , dado por

$$Y_t - \mu = \alpha_1(Y_{t-1} - \mu) + \alpha_2(Y_{t-2} - \mu) + \cdots + \alpha_p(Y_{t-p} - \mu) + u_t$$

Dadas k observaciones $y_1, y_2, \dots, y_k$, los parámetros $\mu, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ pueden ser estimados por mínimos cuadrados minimizando

$$S = \sum_{t=p+1}^k [y_t - \mu - \alpha_1(y_{t-1} - \mu) - \cdots - \alpha_p(y_{t-p} - \mu)]^2$$

con respecto a $\mu, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$. Si el proceso u_t es normal (ruido blanco) entonces las estimaciones mínimos cuadrados también son estimaciones de máxima verosimilitud condicionado sobre los p primeros valores fijos en la serie de tiempo (Jenkins y Watts, 1968. Citado por Chatfield y Xing, 2019).

En el caso de primer orden, con $p = 1$, se tiene que

$$\hat{\mu} = \frac{\bar{y}_{(2)} - \hat{\alpha}_1 \bar{y}_{(1)}}{1 - \hat{\alpha}_1}; \quad \hat{\alpha}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{k-1} (y_t - \hat{\mu})(y_{t+1} - \hat{\mu})}{\sum_{t=1}^{k-1} (y_t - \hat{\mu})^2}$$

donde $\bar{y}_{(1)}$ y $\bar{y}_{(2)}$ son las medias de la primera y ultimas $(k - 1)$ observaciones. Ahora,

$$\bar{y}_{(1)} \cong \bar{y}_{(2)} \cong \bar{y}$$

y así se tiene aproximadamente que

$$\hat{\mu} = \bar{y}$$

Este estimador aproximado es más cómodo de trabajar que la ecuación anterior de $\hat{\mu}$, que al sustituirlo en la en la ecuación de $\hat{\alpha}_1$ queda,

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum_{t=1}^{k-1} (y_t - \bar{y})(y_{t+1} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{k-1} (y_t - \bar{y})^2}$$

Es de notar que este es exactamente el mismo estimador que surgiría si se tratará la ecuación autorregresiva,

$$Y_t - \bar{y} = \alpha_1 (y_{t-1} - \bar{y}) + u_t$$

como en la regresión clásica con $(y_{t-1} - \bar{y})$ como la variable “independiente” (que en este caso no se trata de una variable independiente).

Una aproximación adicional, que con frecuencia es usada, es obtenida cambiando el denominador de la anterior ecuación $\hat{\alpha}_1$ por

$$\sum_{t=1}^k (y_t - \bar{y})^2$$

así que

$$\hat{\alpha}_1 \cong \gamma_1/\gamma_0 = r_1$$

Entonces $(\hat{\alpha}_1)$, expresado así, es un estimador del coeficiente de correlación poblacional, ρ_1 , de un proceso AR de primer orden. Un intervalo de confianza para α_1 se obtiene a partir del hecho de que la desviación estándar asintótica de $\hat{\alpha}_1$ es $\sqrt{(1 - \alpha_1^2)/k}$, aunque el intervalo de confianza no será simétrico para $\hat{\alpha}_1$. Cuando $\alpha_1 = 0$, la desviación estándar de $\hat{\alpha}_1$ es $1/\sqrt{k}$, y así un test para $\alpha_1 = 0$ esta dado por ver si $\hat{\alpha}_1 \cong 1$ se encuentra dentro del rango $\pm 1,96/\sqrt{k}$. Esto es equivalente a probar que $\rho_1 = 0$.

Para un proceso AR(2), se pueden obtener aproximaciones similares dadas por

$$\begin{aligned}\hat{\mu} &= \bar{y} \\ \hat{\alpha}_1 &= r_1(1 - r_2)/(1 - r_1^2) \\ \hat{\alpha}_2 &= (r_2 - r_1^2)/(1 - r_1^2)\end{aligned}$$

Estos resultados son intuitivamente razonables debido a que si se ajusta un modelo de segundo orden que realmente es un proceso de primer orden, entonces como $\alpha_2 = 0$ se tiene que $\rho_2 = \rho_1^2 = \alpha_1^2$ y entonces $r_2 \cong r_1^2$. Por tanto, las ecuaciones anteriores de $\hat{\alpha}_1$ y $\hat{\alpha}_2$ cambian a $\hat{\alpha}_1 \cong r_1$ y $\hat{\alpha}_2 \cong 0$, como se esperaba. Este coeficiente $\hat{\alpha}_2$ es llamado el coeficiente de autocorrelación parcial de orden dos (muestral), que mide el exceso de correlación entre las observaciones de dos pasos distanciados (por ejemplo, entre Y_t y Y_{t+2}) no considerada por la autocorrelación en el retardo 1, llamada, r_1 .

Adicional a las estimaciones puntuales de α_1 y α_2 es posible encontrar una región de confianza en el plano (α_1, α_2) (Jenkins y Watts, 1968, citados por Chatfield y Xing, 2019).

Los procesos AR de orden superior también pueden ser ajustados por mínimos cuadrados en una forma sencilla. Se usan dos métodos alternativos, ambos consideran tomar $\hat{\mu} = \bar{y}$. El primer método ajusta los datos al modelo

$$Y_t - \mu = \alpha_1(Y_{t-1} - \mu) + \alpha_2(Y_{t-2} - \mu) + \cdots + \alpha_p(Y_{t-p} - \mu) + u_t$$

tratándolo como si fuera un modelo de regresión clásico.

El segundo método considera sustituir los coeficientes de autocorrelación muestral en las primeras p ecuaciones de Yule-Walker y resolver para $(\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p)$. En forma de matriz estas ecuaciones son

$$R\hat{\alpha} = r$$

donde $\hat{\alpha}^T = (\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p)$, $r^T = (r_1, r_2, \dots, r_p)$ y R está dado por la siguiente matriz de dimensión $p \times p$.

$$R = \begin{pmatrix} 1 & r_1 & r_2 & \cdots & r_{p-1} \\ r_1 & 1 & r_1 & \cdots & r_{p-2} \\ r_2 & r_1 & 1 & \cdots & r_{p-3} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{p-1} & r_{p-2} & r_{p-3} & \cdots & 1 \end{pmatrix}$$

Para k razonablemente grande, ambos métodos dan valores estimados muy cercanos a las estimaciones del método de mínimos cuadrados para lo cual $\hat{\mu}$ es cercano pero no necesariamente igual a $\bar{y}$. Sin embargo, para k pequeño ($k < 50$), las estimaciones Yule-Walker no son buenas, particularmente cuando los valores de los parámetros son tales que el modelo es “casi” no estacionario Chatfield y Xing, 2019).

A medida que el proceso estocástico tiende hacia un modelo ARIMA(p, d, q) se incrementa el número de parámetros del modelo de serie de tiempo a ser estimados y el proceso analítico explicado con base en Chatfield y Xing (2019) es cada vez más complejo.

En relación con los datos que se analizan, se elaboró un algoritmo en R a través de las librería “tseries”, “TSA”, “stats” “fArma”, “forecast”, mediante las funciones, “arima()”, “tsdiag”, “tsdisplay” y “forecast”, para la estimación de los parámetros del modelo que se proponga como el que arroje los mejores pronósticos.

Análisis de los residuos del modelo: Una vez que el modelo es ajustado a los datos, se ejecuta un diagnóstico sobre los residuos mediante las funciones de

autocorrelación (FAC) y autocorrelación parcial (FACP), no necesariamente de todos los retardos. Se determina que ninguna de las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales sean estadísticamente significativas de manera individual, dando la impresión de que los residuos estimados y representados a través de los autorrelogramas, sean puramente aleatorios. Este proceso tiene como consecuencia que no será necesario buscar otro modelo ARIMA para los datos de la serie de tiempo bajo estudio (Juanatey, 2014).

Pronósticos a partir del modelo obtenido: Verificados los tres pasos anteriores, se procede hacer los pronósticos mediante el modelo finalmente obtenido. Para ello, se debe tener presente el formato en que fueron procesados inicialmente los datos de la serie de tiempo, mensual, trimestral, anual, entre otros periodos de tiempo, que describen el comportamiento aleatorio de la variable dependiente, como se explica en Jimenez et al (2006) y Anvari et al (2016).

3.5 Fuentes de información

Los datos analizados fueron obtenidos de diferentes fuentes de información estadística disponibles en la red, como:

- Encuesta de ocupación hotelera (EOH).
- Instituto de Estadística de Cataluña (IEC).
- Instituto Nacional de Estadística de España (INE).

3.6 Procesamiento y análisis de datos

Los datos fueron procesados en Excel y analizados en el software libre R, versión 3.6.2 (R Development Core Team, 2019), que puede ser descargado libremente de la red, a través de la página principal del proyecto R (<http://www.r-project.org>) o mediante los servidores espejos (mirror sites) de la red Comprehensive R Archive Network (<http://cran.r-project.org>).

Análisis e interpretación de información:

- Se exportaron los datos de las diferentes fuentes de información a Excel para posteriormente ser procesados en R versión 3.6.2, mediante la elaboración de un algoritmo para tal fin.
- Se realizó un análisis exploratorio de los datos, en cuanto a tendencia central, variabilidad y la presencia de posibles valores atípicos que pudieran tener algún efecto sobre la variable dependiente.
- Se analizó la tendencia de los datos de las diferentes variables independientes a ser consideradas.
- Se aplicó la metodología estadística de Box-Jenkins con el fin de obtener un modelo de serie temporal y así comprobar la hipótesis de investigación planteada.

Cabe señalar, que la encuesta EOH es elaborada y supervisada por el INE de España para ser aplicada mensualmente y recoger datos relacionados con la demanda y oferta hotelera de Cataluña y otras comunidades autónomas de España. Una dificultad de estas bases de datos, es que sólo aportan información hasta marzo 2020, debido precisamente a la presencia del Covid-19, aunque en el portal del IEC se indica que su información será actualizada para el mes de junio de 2020, lo que no ocurrió así, que pudiera deberse a los altos índices de Covid-19 para la fecha. Sin embargo, en este mismo portal se menciona que, durante el mes de abril 2020 los hoteles han permanecido cerrados y por tanto su actividad ha sido nula. La crisis sanitaria ocasionada por el Covid-19 provocó la suspensión de la apertura de los hoteles y alojamientos turísticos a partir del 19 de marzo de 2020, fecha a partir de la cual los hoteles y otros recintos que reciben turistas fueron cerrando progresivamente hasta el cierre total del 26 de marzo de 2020. El objetivo de la encuesta consiste en obtener índices que midan la actividad del sector hotelero en cuanto al flujo de turistas hacia Cataluña y otras comunidades autónomas de España, tanto de residentes en España como de residentes en el extranjero, con el fin de tomar decisiones a corto, mediano y largo plazo. Por consiguiente, al tener información de un seguimiento secuencial de la industria hotelera de Cataluña hace

que sea necesaria la aplicación de una metodología estadística cuyo objetivo principal sea el pronóstico de eventos futuros con base en lo ocurrido en el pasado inmediato anterior. Así, se aplicó la metodología de series de tiempo mediante la construcción de modelos ARIMA basados en la metodología de Box-Jenkins, definiendo el tiempo de observación mensual para cada periodo de tiempo desde 1999 hasta el primer trimestre del año 2020. Además, se tienen investigaciones recientes relacionadas con el flujo mensual de turistas, como es el caso de Zhang et al (2018).

Capítulo IV

Resultados

El análisis de las variables se ejecutó en dos partes, primero, un análisis estadístico descriptivo mediante tablas de frecuencia, tablas de variación porcentual y representaciones gráficas, para describir el comportamiento de las variables durante el primer trimestre de los periodos 2018-2020 y a su vez, comparar el comportamiento de la industria hotelera de las comunidades de Barcelona, Madrid y toda España con respecto a Cataluña. La segunda parte del análisis estadístico consistió en la construcción de los modelos de series de tiempo fundamentados en los periodos 1999-2018, 2012-2018, con el fin de predecir los valores futuros basados en los valores de tiempos pasados de las diferentes variables. Así, se predicen los valores de cada variable para cada mes del año 2019 y los meses del primer trimestre del año 2020. Estos modelos tienen la ventaja de predecir lo esperado para todo el año 2020 bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19 y, además, al considerar los periodos de tiempo hasta 2018 para su construcción, es con el fin de evaluar la efectividad de los modelos mediante la comparación de los valores predichos del año 2019 con los valores observados de este mismo año.

Con respecto a las variables están, la variable viajeros total o también denominada llegada total de turistas o ingreso total de turistas hacia los hoteles de Cataluña y otras comunidades de España. Esta variable se refiere a la cantidad total de viajeros residenciados en España como de viajeros residenciados en el extranjero, que hacen uso de los servicios hoteleros brindados por la industria hotelera de toda España y de cada una de sus comunidades. De acuerdo con la EOH (2020), los viajeros son las personas que llegan y se alojan en el establecimiento, y se registran sólo las personas que entran cada día, aunque pernocten más de un día. La variable pernoctaciones, son las plazas ocupadas cada noche que un viajero se aloja en el establecimiento. Se registra el número de personas que duermen cada noche, independientemente del día en que entraron. También se consideran otras variables como gasto total de los turistas en los hoteles, que se traduce como el ingreso total

del hotel y, por último, la variable empleados, que son la cantidad de personas que ejecutan algún oficio laboral en cada uno de los hoteles de España.

4.1 Análisis estadístico descriptivo de los datos de hoteles en Cataluña

A continuación, se muestra cómo ha sido la evolución de la demanda turística en Cataluña, así como su comparación con otras comunidades como Barcelona, Madrid y España en forma general con el fin de mostrar desde el punto de vista descriptivo qué relación existe entre la industria hotelera de Cataluña con respecto a las comunidades mencionadas. Además, se describen variables como número de viajeros residenciados en España y número de viajeros residenciados en el extranjero, durante el primer trimestre del año 2020 en relación con el primer trimestre de los años 2018 y 2019.

4.1.1 Cantidad de Viajeros

En este caso se describe cómo fue el efecto Covid-19 sobre la cantidad de turistas que llegaron a Cataluña durante el primer trimestre del año 2020. En la Tabla 1, se muestran los datos correspondientes al número total de viajeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, hacia los hoteles de Cataluña clasificados en residentes españoles y extranjeros.

En relación con la llegada de turistas extranjeros a Cataluña durante el primer trimestre de cada periodo (Tabla 1), del año 2018 al año 2019 hubo un incremento del 6,7%, mientras que del año 2018 al año 2020, se observó una disminución del 21,8%, ocurriendo un comportamiento similar del año 2019 al año 2020 con una disminución de turistas extranjeros del 26,8%. De no ser por la pandemia del Covid-19, era de esperar un crecimiento porcentual en la llegada de turistas extranjeros entre 2019 y 2020, similar al incremento porcentual entre 2018 a 2019, debido a que las proporciones de cada periodo mensual tienden a ser muy similares, así, para el primer trimestre de 2020 era de esperarse una cantidad media total estimada de 2.213.951 turistas extranjeros aproximadamente. Debido a la pandemia Covid-19, la cantidad registrada de turistas extranjeros durante el primer trimestre 2020 fue de

1.519.709, lo que representa una disminución del 31,4% en relación con el valor medio esperado.

Tabla 1. Clasificación de la cantidad (%) de turistas que llegaron a Cataluña según el primer trimestre de cada periodo por lugar de residencia

Periodo	Mes	Total (%)	Espanoles (%)	Extranjeros (%)
2018	Enero	927.042 (27,8)	382.568 (27,5)	544.474 (28,0)
	Febrero	1.021.010 (30,6)	421.878 (30,3)	599.132 (30,8)
	Marzo	1.386.693 (41,6)	586.368 (42,2)	800.325 (41,2)
Total		3.334.745 (100,0)	1.390.814 (100,0)	1.943.931 (100,0)
2019	Enero	959.757 (28,1)	368.764 (27,4)	591.034 (28,5)
	Febrero	1.097.040 (32,1)	441.263 (32,8)	655.777 (31,6)
	Marzo	1.362.327 (39,8)	534.207 (39,7)	828.120 (39,9)
Total		3.419.124 (100,0)	1.344.234 (100,0)	2.074.931 (100,0)
2020	Enero	1.007.723 (39,7)	389.146 (38,1)	618.577 (40,7)
	Febrero	1.103.705 (43,5)	454.835 (44,6)	648.870 (42,7)
	Marzo	428.357 (16,9)	176.096 (17,3)	252.261 (16,6)
Total		2.539.785 (100,0)	1.020.077 (100,0)	1.519.708 (100,0)

Fuente: Datos obtenidos de la Encuesta de Ocupación Hotelera del INE (2020).

Por otro lado, se tiene que, en relación con la llegada de turistas residentes de España a Cataluña, se presentó una disminución en la cantidad total durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, como se puede apreciar en la Tabla 1. Del año 2018 al año 2019 hubo una disminución del 3,3%, del año 2018 al año 2020 la disminución fue del 26,7% y del año 2019 al año 2020 la disminución fue del 24,1%. Evidentemente la presencia del Covid-19 disminuyó la proporción de turistas tanto españoles como extranjeros que podían llegar y alojarse en hoteles de Cataluña, pero también es importante mencionar que durante el primer trimestre de 2019 aún no se tenía evidencia de inicio de la pandemia por Covid-19 y sin embargo se observó una pequeña variación porcentual de turistas durante ese periodo de tiempo.

En forma general, en relación con la totalidad de turistas tanto españoles como extranjeros (columna 3 en la Tabla 1), se tienen resultados similares a los indicados

por lugar de residencia de los turistas que se alojan en Cataluña. Durante el primer trimestre del año 2019 en relación con el primer trimestre del año 2018, el incremento porcentual fue de 2,5%, pero al comparar los primeros trimestres de los años 2018 – 2019 con el primer trimestre del año 2020 se observa una disminución porcentual en la totalidad de turistas en el sector hotelero de Cataluña del 23,8% y 25,7%, respectivamente.

Ahora bien, al comparar la llegada total de turistas hacia el sector hotelero tanto de residentes de España como de residentes extranjeros, hacia Cataluña en relación con otras comunidades como Barcelona, Madrid y toda España (Figura 1), durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, se tiene que, la presencia del Covid-19 ha tenido un efecto negativo en la industria hotelera con respecto a la variable llegada de viajeros a los hoteles de toda España. Del primer trimestre del año 2018 en relación al primer trimestre del año 2019 hubo un incremento del 1,6% al pasar de 18,5 a 18,8 millones de viajeros, mientras que del primer trimestre del año 2019 con respecto al primer trimestre del año 2020 hubo una disminución del 21,9% al pasar de 18,8 a 14,7 millones de viajeros, como se puede apreciar en la Figura 3.

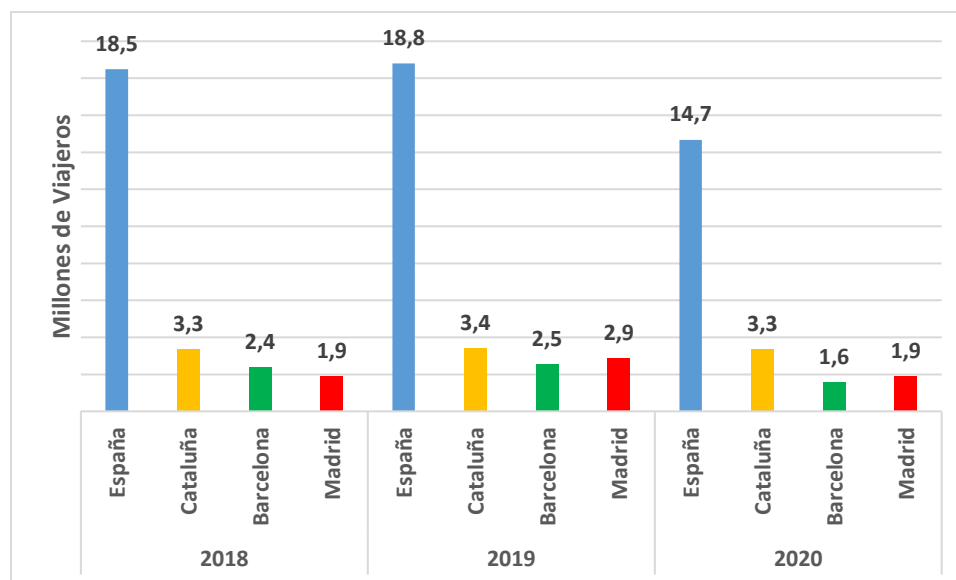


Figura 3. Distribución de la cantidad de viajeros españoles y extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, según la comunidad de destino

Además, Cataluña es la comunidad que ha mantenido casi constante la llegada de viajeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, a pesar de la presencia del Covid-19. Similarmente ocurrió con Barcelona, durante el primer trimestre de los años 2018 y 2019, la cantidad de viajeros recibidos oscilo entorno a los 2,4 millones aproximadamente, pero bajo la presencia del Covid-19, hubo una disminución del 38,1% al pasar de 2,5 millones de viajeros a 1,6 millones de viajeros durante el primer trimestre de ambos periodos de tiempo. En relación con Madrid, durante el mismo periodo de tiempo, del primer trimestre del año 2018 con respecto al año 2019 hubo un incremento del 51,3%, mientras que bajo la presencia del Covid-19, se observó una disminución en la llegada de viajeros del 33,9%, que se corresponde con el paso de 2,9 a 1,9 millones de viajeros durante el primer trimestre de los años 2019 a 2020.

La variación porcentual observada para el primer trimestre del año 2020 en relación con el mismo periodo de tiempo durante los años 2018 y 2019, puede deberse al efecto Covid-19, debido a que España ha sido uno de los países más afectados por esta pandemia según reportes de la OMS. Midiendo y comparando la variación porcentual de cada mes del primer trimestre de los periodos 2018, 2019 y 2020, se tiene que, el mes de marzo del año 2020 fue el más afectado (Tabla 2), siendo su variación porcentual negativa y con una alta proporción en cada uno de los periodos de tiempo considerados.

Tabla 2. Variación porcentual de la llegada de turistas a Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020 en periodos de 2018-2019 (18/19), 2018-2020 (18/20) y 2019-2020 (19/20)

Mes	Todos			Españoles			Extranjeros		
	18/19	18/20	19/20	18/19	18/20	19/20	18/19	18/20	19/20
Enero	3,5	8,7	5,00	-3,6	1,7	5,5	8,6	13,6	4,7
Febrero	7,4	8,1	0,61	4,6	7,8	3,1	9,4	8,3	-1,1
Marzo	-1,8	-69,1	-68,5	-8,9	-70,0	-67,0	3,5	-68,5	-69,5
Total	2,50	-23,8	-25,7	-3,3	-26,7	-24,1	6,7	-21,8	-26,8

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta de ocupación hotelera del INE (2020).

Gráficamente se observa el efecto negativo del Covid-19 sobre la variable llegada de turistas españoles y extranjeros a Cataluña durante el primer trimestre del año 2020.

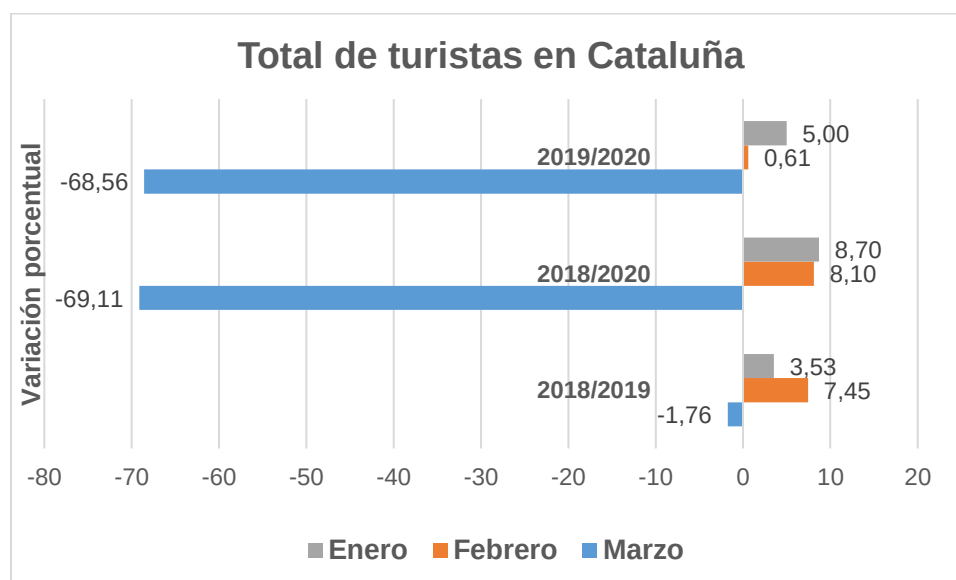


Figura 4. Variación porcentual de turistas españoles y extranjeros en Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

En enero del año 2020 hubo un incremento del 5,0% en relación con el año 2019, en la llegada de turistas a los hoteles de Cataluña, en febrero el incremento fue sólo del 0,6% y para el mes de marzo del año 2020 la disminución de turistas fue de 68,6% en relación al año 2019. Similarmente se observa al comparar los periodos 2018/2020 para el primer trimestre de cada año, en el mes de marzo 2020 la disminución de turistas fue de 69,1% en relación con el año 2018. Además, el primer trimestre del año 2019 mostró un incremento del número de turistas en los meses de enero (3,5%) y febrero (7,4%) con respecto al año 2018, pero se observa una disminución del 1,8% para el mes de marzo del año 2019 con respecto al año 2018, aunque para dicho periodo de tiempo aún no se tenía evidencia de la presencia del Covid-19 (Figura 4).

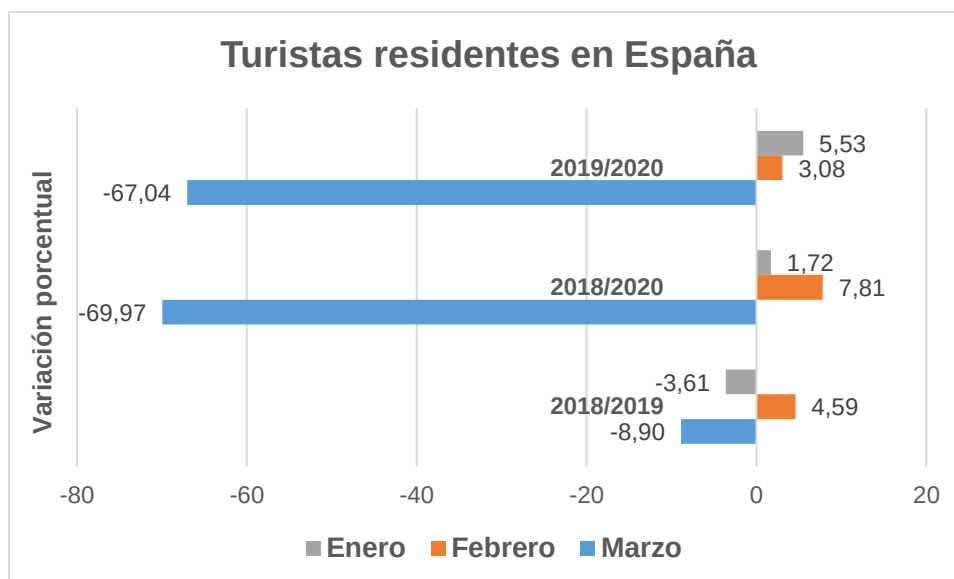


Figura 5. Variación porcentual de turistas residentes en España durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

En enero del año 2020 hubo un incremento del 5,5% en relación con el año 2019, en la llegada de turistas residentes en España a los hoteles de Cataluña, en febrero el incremento fue de 3,1% y para el mes de marzo del año 2020 la disminución de turistas fue de 67% en relación al año 2019. Similarmente se observa al comparar los periodos 2018/2020 para el primer trimestre de cada año, en el mes de marzo 2020 la disminución de turistas residentes en España fue prácticamente del 70,0% en relación con el año 2018. Además, el primer trimestre del año 2019 mostró una disminución del número de turistas residentes en España en los meses de enero (-3,6%) y marzo (-8,9%) con respecto al año 2018, pero se observa un incremento del 4,6% para el mes de febrero del año 2019 con respecto al año 2018, aunque para dicho periodo de tiempo aún no se tenía evidencia de la presencia del Covid-19 (Figura 5).

Con respecto a la Figura 4 para los turistas residentes en el extranjero, en enero del año 2020 hubo un incremento del 4,7% en relación al mismo mes del año 2019, en la llegada de turistas residentes en el extranjero a los hoteles de Cataluña, en febrero hubo una disminución del 1,0% aproximadamente y para el mes de marzo del año 2020 la disminución de turistas fue de 69,5% en relación al año 2019.

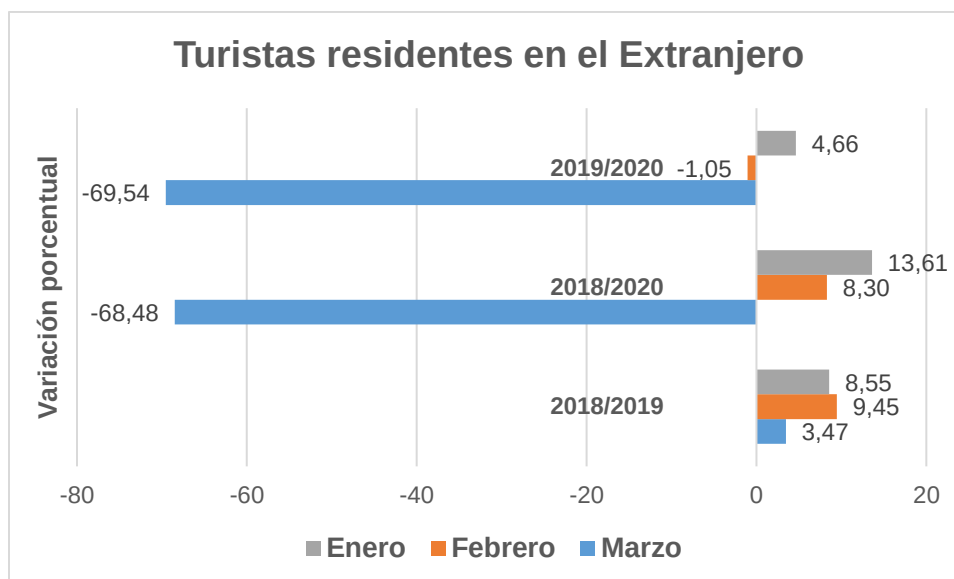


Figura 6. Variación porcentual de turistas residentes en el extranjero durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

Durante los periodos 2018/2020 para el primer trimestre de cada año, en el mes de enero 2020 el incremento de turistas residentes en el extranjero fue de 13,6% en relación con el año 2018, y para el mes de febrero el incremento de estos turistas fue de 8,3%. Sin embargo, para el mes de marzo del año 2020 la caída de turistas con estas características fue de 68,5% en relación con el año 2018. Al comparar los años 2018/2019, hubo un incremento de turistas extranjeros para cada mes del primer trimestre. En enero, febrero y marzo del año 2019 el incremento fue del 8,9%, 9,5% y 3,5% en relación con los mismos meses del año 2018 (Figura 6).

4.1.2 Cantidad de pernoctaciones

En relación con la variable pernoctación de turistas hacia Cataluña (uso del hotel por noche), mostró un comportamiento similar a la variable llegada de turistas por un tiempo más prolongado. En la Tabla 3, se tienen las pernoctaciones de extranjeros a Cataluña durante el primer trimestre de cada periodo, del año 2018 al año 2019 hubo un incremento del 2,7%, mientras que del año 2018 al año 2020 la disminución fue del 24,4%, ocurriendo un comportamiento similar del año 2019 al año 2020 con una disminución de pernoctaciones de extranjeros del 26,4%, durante el primer trimestre de cada periodo de tiempo.

Tabla 3. Clasificación de la cantidad (%) de pernoctaciones que llegaron a Cataluña según el primer trimestre de cada periodo por lugar de residencia

Periodo	Mes	Total (%)	Espanoles (%)	Extranjeros (%)
2018	Enero	2.060.176 (27,0)	698.750 (26,4)	1.361.426 (27,3)
	Febrero	2.283.130 (29,9)	739.149 (28,0)	1.543.989 (31,0)
	Marzo	3.283.756 (43,0)	1.206.306 (45,6)	2.077.450 (41,7)
Total		7.627.062 (100,0)	2.644.197 (100,0)	4.982.865 (100,0)
2019	Enero	2.179.437 (27,8)	674.311 (26,9)	1.505.126 (28,3)
	Febrero	2.452.976 (31,3)	759.928 (30,3)	1.693.048 (31,8)
	Marzo	3.196.073 (40,8)	1.070.819 (42,7)	2.125.254 (39,9)
Total		7.828.486 (100,0)	2.505.058 (100,0)	5.323.428 (100,0)
2020	Enero	2.267.461 (39,3)	708.914 (37,7)	1.558.547 (40,1)
	Febrero	2.394.525 (41,6)	808.752 (43,0)	1.585.773 (40,8)
	Marzo	1.101.240 (19,1)	362.131 (19,3)	739.109 (19,0)
Total		5.763.226 (100,0)	1.879.797 (100,0)	3.883.429 (100,0)

Fuente: Datos obtenidos de la Encuesta de ocupación hotelera del INE (2020).

Ahora bien, asumiendo que no existió la pandemia del Covid-19, era de esperar un crecimiento porcentual en las pernoctaciones de extranjeros entre 2019 y 2020, similar al incremento porcentual entre 2018 a 2019, debido a que las proporciones de cada periodo mensual tienden a ser muy similares, así, para el primer trimestre del año 2020 era de esperarse una cantidad media total estimada de 5.685.421 pernoctaciones de extranjeros aproximadamente. Pero debido a la presencia de la pandemia Covid-19, la cantidad registrada de pernoctaciones extranjeras durante el primer trimestre 2020 fue de 3.883.429, lo que representa una disminución del 31,7% en relación con el valor medio esperado.

Con respecto a las pernoctaciones de residentes de España a Cataluña, hubo una disminución en la cantidad total durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020, como se puede apreciar en la Tabla 3. Durante el primer trimestre del año 2018 al primer trimestre del año 2019 se observó una disminución del 5,3%, del año 2018 al año 2020 para el primer trimestre la disminución fue del 28,9% y del año 2019 al año 2020 para el mismo trimestre la disminución fue del 25,0%. En efecto, la presencia del Covid-19 disminuyó la proporción de pernoctaciones tanto de

viajeros residentes españoles como de viajeros residentes en el extranjero, que podían haber llegado y alojarse en hoteles de Cataluña.

En relación con el total de pernoctaciones, la mayor disminución se observó durante el primer trimestre del año 2020. Sin embargo, entre los años 2018/2019 el incremento total de pernoctaciones fue del 2,6%, pero durante el periodo 2018/2020 la disminución total de pernoctaciones fue del 24,4%, y del periodo 2019/2020 la disminución fue similar al caso anterior, correspondiéndole un valor del 26,4%, todo dentro del primer trimestre de cada periodo de tiempo. Por consiguiente, con base en el primer trimestre de los años 2018 y 2019 era de esperarse que la cantidad total media estimada de pernoctaciones para el primer trimestre del año 2020 era de 8.032.027, pero debido a la presencia de la pandemia Covid-19, la cantidad total registrada de pernoctaciones durante el primer trimestre 2020 fue de 5.763.226, lo que representa una disminución del 28.2% en relación con el valor medio esperado. Sin embargo, al comparar las pernoctaciones hacia Cataluña con respecto a otras comunidades como Barcelona y Madrid, así como con respecto a la totalidad de España, se tiene una tendencia similar a la mostrada en la Figura 3, como se describe a continuación en la Figura 7.

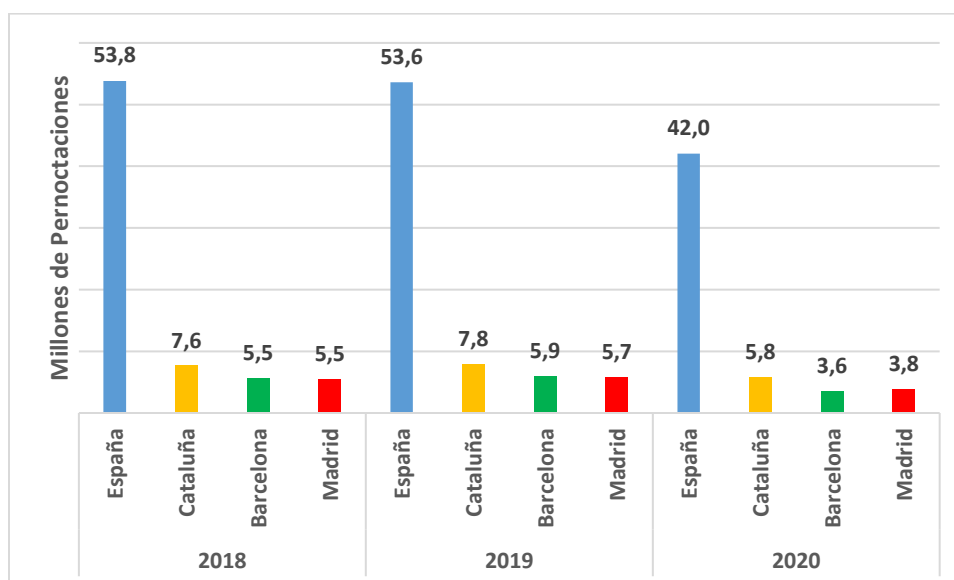


Figura 7. Distribución de la cantidad de pernoctaciones de españoles y extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

Del primer trimestre del año 2018 en relación al primer trimestre del año 2019 hubo una disminución del número de pernoctaciones de 0,4% al pasar de 53,8 a 53,6 millones de pernoctaciones, mientras que del primer trimestre del año 2019 con respecto al primer trimestre del año 2020 la disminución fue del 21,6% al pasar de 53,6 a 42,0 millones de pernoctaciones (Figura 7).

Además, se observa que sí hubo un efecto negativo de la presencia del Covid-19, debido a que para el primer trimestre del año 2020 se tiene una disminución del número de pernoctaciones en relación con el primer trimestre de los años 2018 y 2019. Para Cataluña, del primer trimestre del año 2018 al primer trimestre del año 2019, el número de pernoctaciones se incrementó en un 2,6%, al pasar de 7,6 a 7,8 millones de pernoctaciones, mientras que, del primer trimestre del año 2019 al primer trimestre del año 2020, hubo una disminución del 26,4% al pasar de 7,8 a 5,8 millones de pernoctaciones. Con respecto a Barcelona, del primer trimestre del año 2018 al primer trimestre del año 2019, se tiene un incremento del 7,5% al pasar de 5,5 a 5,9 millones de pernoctaciones durante dicho periodo de tiempo. Pero al comparar el primer trimestre del año 2019 con el primer trimestre del año 2020, se tiene un comportamiento inverso, que puede deberse a la presencia del Covid-19. El primer trimestre del año 2020, experimentó la disminución del 40,1% con respecto al primer trimestre del año 2019, en la cantidad de pernoctaciones de ese periodo de tiempo, al pasar de 5,9 a 3,6 millones de pernoctaciones. Para Madrid, su comportamiento es similar a Barcelona, durante el mismo periodo de tiempo. Del primer trimestre del año 2018 al primer trimestre del año 2019, se observó un incremento del 4,2% del número de pernoctaciones al pasar de 5,5 a 5,7 millones de pernoctaciones. Sin embargo, en relación al primer trimestre del año 2020 la situación cambia con respecto al primer trimestre del año 2019, debido a que la disminución del número de pernoctaciones fue de 33,9%.

Midiendo y comparando la variación porcentual de cada mes del primer trimestre de los periodos 2018, 2019 y 2020, se tiene que, el mes de marzo del año 2020 fue el más afectado (Tabla 4), siendo su variación porcentual negativa y con una alta proporción en cada uno de los periodos de tiempo considerados.

Tabla 4. Variación porcentual de las pernoctaciones a Cataluña durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020 en periodos de 2018-2019 (18/19), 2018-2020 (18/20) y 2019-2020 (19/20)

Mes	Todos			Españoles			Extranjeros		
	18/19	18/20	19/20	18/19	18/20	19/20	18/19	18/20	19/20
Enero	5,8	10,1	4,0	-3,5	1,45	5,1	10,6	14,5	3,6
Febrero	7,4	4,9	-2,4	2,8	9,42	6,4	9,6	2,7	-6,3
Marzo	-2,7	-66,4	-65,5	-11,2	-70,0	-66,2	2,3	-64,4	-65,2
Total	2,6	-24,4	-26,4	-5,3	-28,9	-25,0	6,8	22,1	-27,1

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta de ocupación hotelera del INE (2020).

En relación con el total de pernoctaciones para el mes de enero, la variación porcentual más alta fue del periodo 2018 – 2020 (10,1%), pero del periodo 2019 – 2020 hubo una disminución del 4,0%, y a partir del mes de febrero la variación porcentual comienza a ser negativa, observándose una disminución para el mes de marzo de los periodos 2018 – 2020 (-66,4%) y 2019 – 2020 (-65,5%). Similarmente ocurre con las pernoctaciones de españoles y extranjeros con respecto al hospedaje en los hoteles de Cataluña. Gráficamente se tiene que,

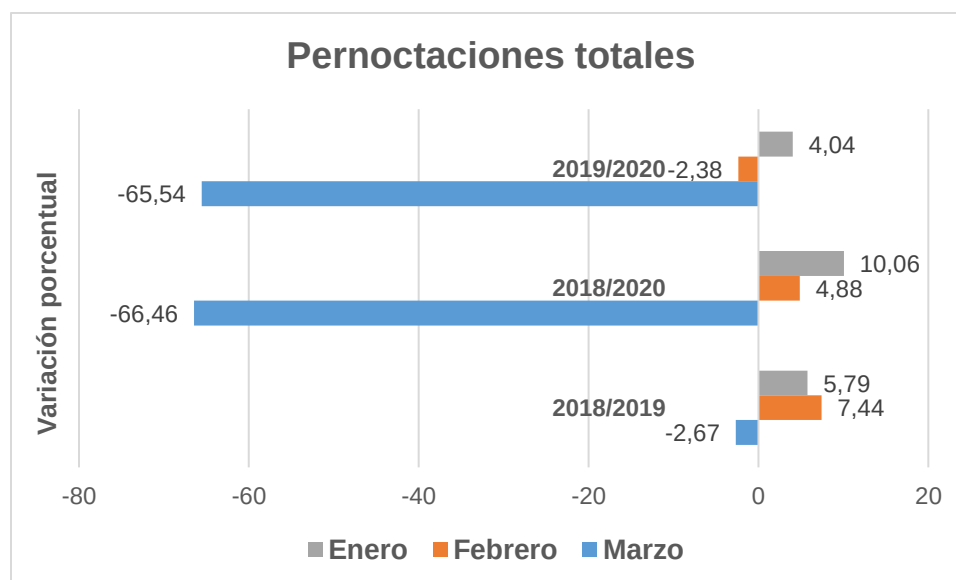


Figura 8. Variación porcentual de las pernoctaciones totales durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

Siguiendo en este mismo orden de ideas, hubo un incremento de pernoctaciones totales del 4,0% en el mes de enero del año 2020 en relación con el mes de enero del año 2019. El mayor descenso para el año 2020 fue en el mes de marzo (-65,5%) en relación con el mes de marzo del año 2019. Un resultado muy similar se observa en el mes de marzo del año 2020 pero en relación con el mes de marzo del año 2018 (-66,5%). Sin embargo, para el mes de marzo de los periodos 2018 – 2019, también hubo un descenso (-2,7%) que se pudiera deber a una variable diferente a Covid-19, debido a que para ese periodo aún no se tenía evidencia de la actual pandemia.

En la siguiente representación gráfica (Figura 9), se tiene la variación porcentual de las pernoctaciones de los residentes en España en Cataluña. Se observa un comportamiento muy similar al mostrado en la Figura 8, el mayor descenso de esta variable para los residentes españoles durante el mes de marzo de 2020 en relación con el año 2019 fue de 66,2%. Un resultado muy similar se observa en el mes de marzo del año 2020 pero en relación con el mes de marzo del año 2018 (prácticamente -70,0%). Sin embargo, para el mes de marzo de los periodos 2018 – 2019, hubo un descenso (-11,2%) que se pudiera deber a una variable diferente a Covid-19, debido a que para ese periodo aún no se tenía evidencia de la actual pandemia.

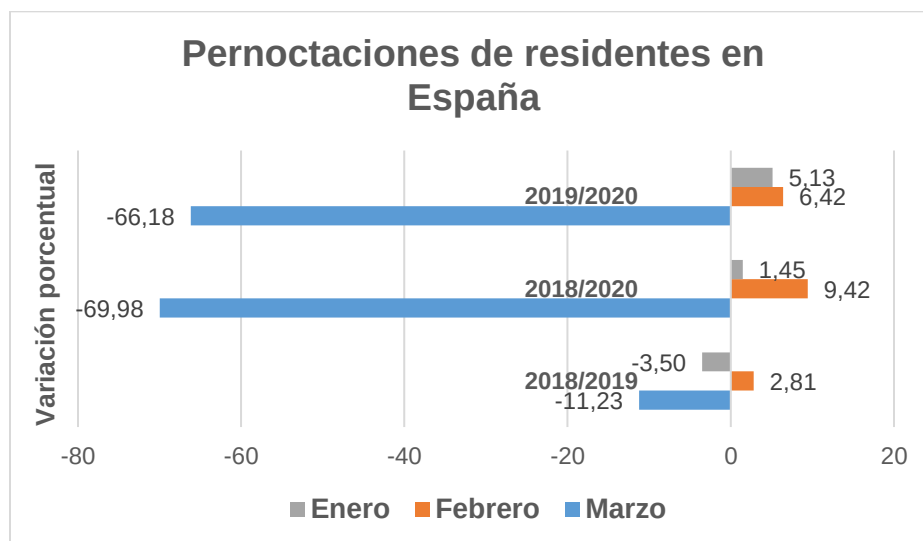


Figura 9. Variación porcentual de las pernoctaciones de españoles durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

En la Figura 10, se tiene la variación porcentual de las pernoctaciones de los residentes en el Extranjero que llegaron a hoteles de Cataluña. Se observa un comportamiento muy similar al mostrado en las Figuras 8 y 9.

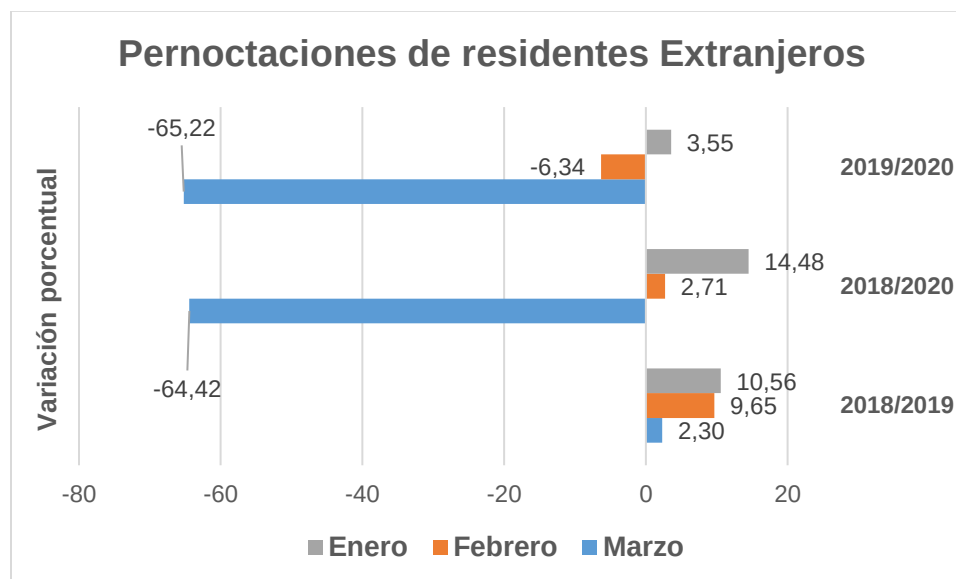


Figura 10. Variación porcentual de las pernoctaciones de extranjeros durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

En la Figura 10, se tiene la variación porcentual de las pernoctaciones de los residentes en el extranjero en Cataluña. El mayor descenso de esta variable para los residentes extranjeros ocurrió durante el mes de marzo del año 2020. En relación con el año 2019 el descenso de turistas residenciados en el extranjero fue de 65,2% y con respecto al mes de marzo del año 2018, el descenso fue de 64,2%.

4.1.3 Personal empleado

En este caso se describe el efecto Covid-19 sobre la contratación de empleados durante el primer trimestre del año 2020 en relación con el primer trimestre de los años 2018 y 2019 (Tabla 5).

Tabla 5. Clasificación de los empleados (%) de la industria hotelera según la comunidad donde desempeñaba el trabajo para el primer trimestre del periodo 2018-2020

Año	Mes	Cataluña	Barcelona	Madrid	Toda España
2018	Enero	22.738 (30,7)	17.308 (32,0)	13.892 (33,2)	148.422 (30,5)
	Febrero	23.589 (31,9)	17.833 (33,0)	14.017 (33,5)	158.437 (32,6)
	Marzo	27.723 (37,4)	18.898 (35,0)	13.969 (33,4)	179.457 (36,9)
Total		74.050 (100)	54.039 (100)	41.878 (100)	486.316 (100)
2019	Enero	24.091 (31,5)	18.521 (32,5)	13.913 (32,6)	153.568 (31,1)
	Febrero	24.860 (32,6)	18.802 (33,0)	14.076 (33,0)	161.563 (32,7)
	Marzo	27.409 (35,9)	19.700 (34,5)	14.693 (34,4)	179.138 (36,2)
Total		76.360 (100)	57.023 (100)	42.682 (100)	494.269 (100)
2020	Enero	24.738 (36,8)	18.873 (49,8)	14.328 (36,7)	155.521 (35,0)
	Febrero	25.133 (37,9)	19.022 (50,2)	14.911 (38,2)	164.710 (37,1)
	Marzo	16.821 (25,4)	0.000 (0,0)	9.782 (25,1)	123.711 (27,9)
Total		66.332 (100)	37.895 (100)	39.021 (100)	443.942 (100)

Fuente: Datos obtenidos de la Encuesta de Ocupación Hotelera del INE (2020).

Con base en los datos mostrados en la Tabla 5, se tiene que, para el primer trimestre de los años 2018 y 2019 la mayor proporción de empleados de este periodo de tiempo, estaban concentrados en el mes de marzo de cada año, tanto para cada comunidad como para toda España en forma general. Sin embargo, debido a la presencia del Covid-19, para el año 2020, marzo es el mes que concentra la menor proporción de empleados de la industria hotelera de cada comunidad y de España. Con respecto al mes de marzo de cada periodo de tiempo por comunidad, se tiene que, para Cataluña del año 2019 respecto al año 2018 hubo una disminución de los empleados en un 1,1%, pero al comparar los años 2019-2020, la disminución de los empleados fue del 38,6%. Para Barcelona, durante el año 2019 en relación con el año 2018, el incremento de los empleados fue de 4,2%, mientras que del año 2019 al año 2020, se observó una disminución del 100% en el número de empleados. Madrid es una comunidad que mostró un comportamiento similar a Cataluña, pero con una cantidad absoluta menor de personal empleado. Del año 2018 al año 2019 el incremento del personal empleado fue de 5,2%, mientras que del año 2019 al año 2020, la disminución del número de empleados fue de 33,4%. Y en relación con toda España, del año 2018 al año 2019, la disminución del número de empleados fue de 0,2% y del año 2019 en relación con el año 2020, la disminución del número de empleados fue de 30,9%. Ahora bien, se tiene que la presencia del Covid-19 tuvo

un efecto negativo en el sector de empleados para el mes de marzo, que es el mes del primer trimestre de cada periodo, de acuerdo a los datos mostrados, donde se tiene la mayor demanda de personal empleado en función de la demanda de turistas tanto residenciados en España como de turistas residenciados en el extranjero.

En la Figura 11, se tiene el comportamiento global del sector de los empleados de la industria hotelera en las diferentes comunidades y de España en forma general.

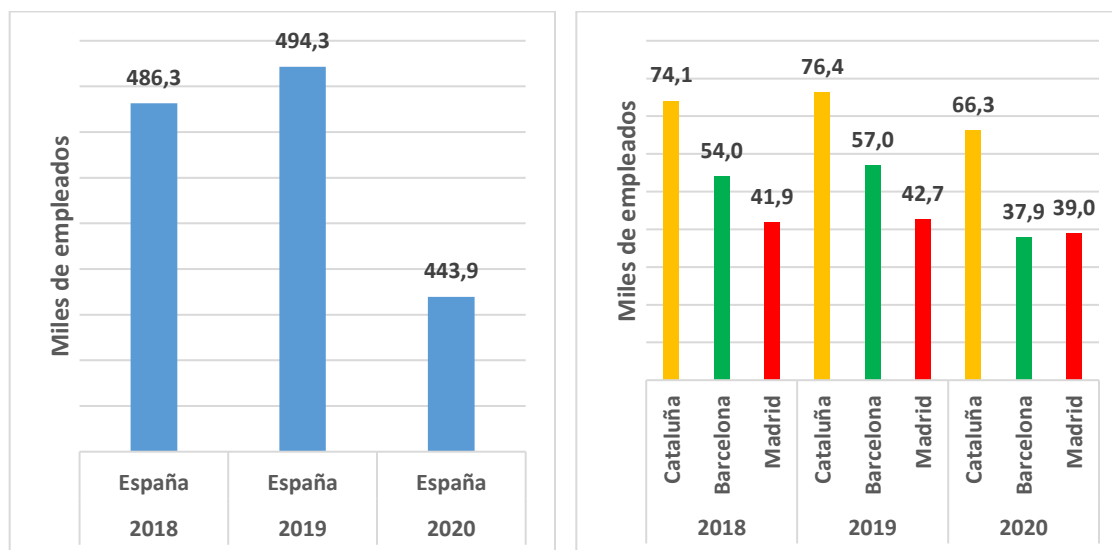


Figura 11. Distribución de los empleados de la industria hotelera durante el primer trimestre de los años 2018, 2019 y 2020

En relación con los empleados de la industria hotelera de toda España, se tiene que, para el primer trimestre del año 2018 al año 2019 hubo un incremento del 1,6% en la demanda de empleados al pasar de 486,3 miles de empleados en el año 2018 a 494,3 miles de empleados en el año 2019. Sin embargo, al comparar la cantidad de empleados de la industria hotelera durante el primer trimestre del año 2019 con respecto al año 2020, hubo una disminución del 10,2% al pasar de 484,3 miles de empleados a 443,9 miles de empleados.

4.1.4 Ingreso medio

El ingreso medio de la industria hotelera de España, así como en sus diferentes comunidades se mide en millones de euros. A continuación, se describe el efecto Covid-19 sobre el ingreso medio de la industria hotelera durante el primer trimestre del año 2020 en relación con el primer trimestre de los años 2018 y 2019 (Tabla 6),

respectivamente. Además, en la EOH del INE (2020) no estaba procesada la información correspondiente a la comunidad de Barcelona para el momento en que se ejecutó el análisis de estos datos.

Tabla 6. Distribución del ingreso medio en millones de euros de los hoteles por comunidad y periodo según algunos estadísticos descriptivos

Periodo	Mes	Cataluña	Madrid	Toda España
2018	Enero	904,24	644,10	4.524,43
	Febrero	1.023,49	555,52	4.535,94
	Marzo	1.145,32	655,29	5.726,73
	Total	3.075,05	1.854,91	14.787,10
	Media	1.024,40	618,30	4.929,00
	Desv Est	120,50	54,70	690,80
2019	Enero	943,90	769,24	4.678,67
	Febrero	1.013,90	630,83	4.658,61
	Marzo	1.238,47	823,15	6.034,87
	Total	3.196,27	2.223,22	15.372,15
	Media	1.065,40	741,10	5.124,10
	Desv Est	153,90	99,20	788,90
2020	Enero	904,38	874,34	4.778,57
	Febrero	974,95	653,92	4.713,58
	Marzo	416,16	322,20	2.214,89
	Total	2.295,49	1.850,46	11.707,04
	Media	765,20	616,80	3.902,30
	Desv Est	304,30	277,90	1.461,70

Fuente: Datos obtenidos de la Encuesta de Ocupación Hotelera del INE (2020).

Desv Est: Desviación estándar.

En relación con el ingreso de los hoteles en Cataluña, se observa que en el mes de enero de cada periodo se tienen los menores ingresos, incrementándose a partir del mes de febrero. Sin embargo, debido a la presencia del Covid-19, en el primer trimestre del año 2020 se presentaron los menores ingresos con respecto a los demás periodos considerados. El ingreso medio del primer trimestre del año 2020 en la comunidad de Cataluña fue de 765,2 millones de euros, lo cual representa una disminución del 28,2% en relación con el ingreso del primer trimestre del año 2019. Del primer trimestre del año 2018 con respecto al primer trimestre del año 2019, el incremento porcentual medio en ingresos fue del 4% lo que implica de no haberse generado la pandemia Covid-19, el ingreso medio esperado para el primer trimestre

del año 2020 habría sido de 1108,02 millones de euros, ocasionando el Covid-19 una pérdida media de 342,8 millones de euros, sólo en Cataluña. En los hoteles de Madrid, la disminución del ingreso medio del primer trimestre del año 2020 en relación con el primer trimestre del año 2019, fue de 16,8%, y con respecto a toda la industria hotelera de España, la disminución del ingreso medio en millones de euros fue de un 23,8%.

A continuación, la variación porcentual del ingreso medio de la industria hotelera de Cataluña, Madrid y toda España.

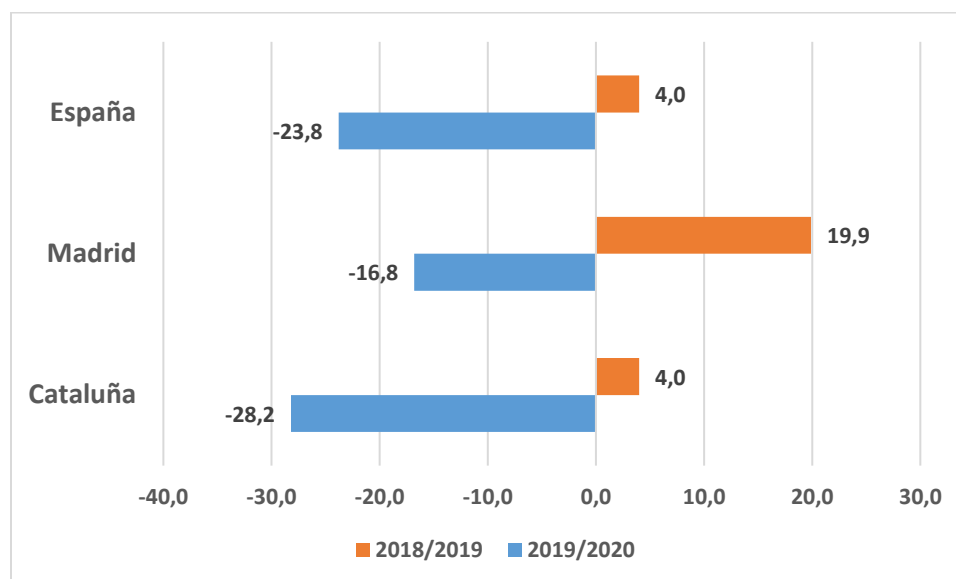


Figura 12. Variación media del ingreso de la industria hotelera en presencia y ausencia del Covid-19

Con base en la Figura 12, en Madrid se observa el mayor incremento medio del ingreso de sus hoteles, en un 19,9% en el primer trimestre del año 2019 en relación con el primer trimestre del año 2018, pero por la presencia del Covid-19, el ingreso medio del primer trimestre del año 2020 en relación con el primer trimestre del año 2019, se experimentó una disminución del 16,8%. Sin embargo, es en Cataluña donde se observa la mayor pérdida en ingreso medio de los hoteles, incluso mayor a la disminución generada en toda España.

4.2 Aplicación de la Metodología de Box-Jenkins

La metodología de Box-Jenkins se aplica con el fin de conocer la predicción de valores futuros en función de los valores pasados de la variable bajo estudio, mediante la elaboración un modelo de serie de tiempo, bajo ciertos criterios matemáticos necesarios. Este procedimiento consiste en la identificación del modelo, estimación de sus parámetros, diagnóstico de los residuos a partir del modelo ajustado para determinar si este es el adecuado y las predicciones correspondientes a partir del modelo obtenido. Por consiguiente, con base en las características de la serie de tiempo original, se construyeron modelos $ARIMA(p, d, q)$ estacionales, también conocidos como modelos $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, para las comunidades de Cataluña, Barcelona, Madrid y toda España en forma general.

4.2.1 Series de tiempo de la variable viajeros total

La ocupación de la industria hotelera de España ha tenido un comportamiento creciente durante los años 1999-2019, con base en los datos de la Encuesta de Ocupación Hotelera (EOH) del INE-España (2020). Sin embargo, a partir de diagnosticada la presencia del Covid-19 durante enero del año 2020, esta situación cambia significativamente, teniendo como efecto que, el ingreso medio de turistas ha disminuido considerablemente hasta un punto de cero turistas en comunidades como Barcelona y Madrid para el mes de marzo del año 2020. Además, en Madrid desde el año 1999 hasta el año 2011, durante el mes de enero de cada periodo no se tenía ingreso de turistas en los hoteles, lo que sí cambió a partir del año 2012, y que a su vez serviría como base para lo que se esperaba ocurriera a partir de enero del año 2020, cuyo comportamiento de la variable ingreso total de turistas fue completamente diferente, como se puede apreciar en la Figura 13.

Como se observa, en cada comunidad y España en forma general, en el último periodo de seguimiento correspondiente al primer trimestre del año 2020, se tiene una caída en relación con la llegada total de turistas. En cada serie de tiempo, la media y la varianza crecen proporcionalmente con el tiempo, lo que implica que las series no son estacionarias, marcando una tendencia creciente. Además, está presente el efecto de estacionalidad anual, debido al hecho de llegar una mayor

cantidad total de turistas en verano que en invierno o en cualquier otra estación del año. Este comportamiento de las series de tiempo se mantiene constante en el tiempo, a excepción del primer trimestre del periodo 2020, donde cambia completamente el proceso estacional.

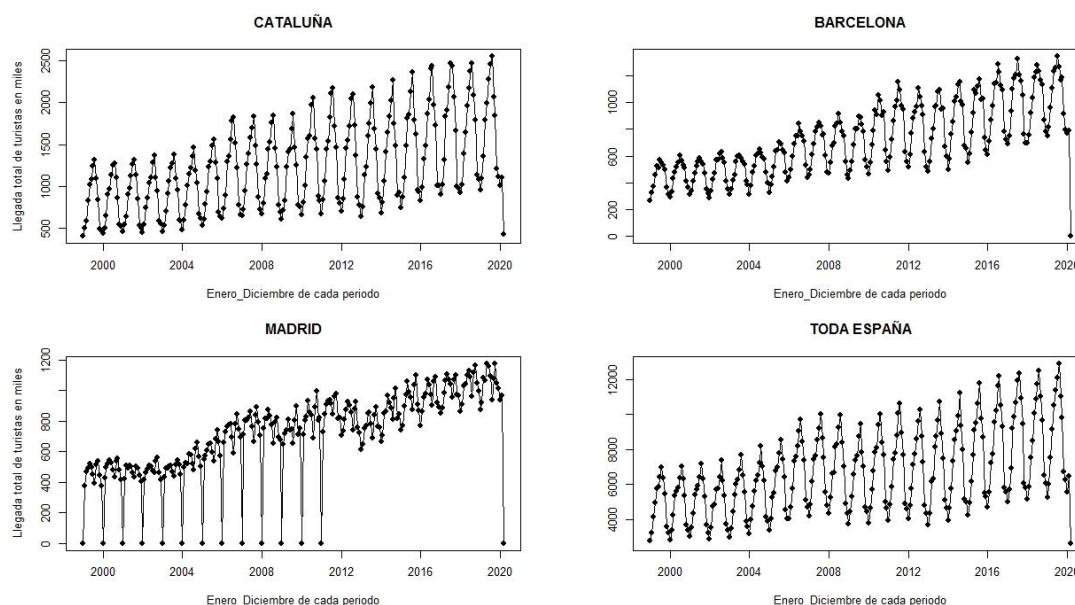


Figura 13. Series de tiempo de la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de las diferentes comunidades de España durante 1999 – 2020

En consecuencia, para generar los modelos de series de tiempo, que permitan predecir lo que se esperaba observar durante el año 2020, bajo el supuesto de ausencia del Covid-19, es necesario eliminar el efecto de estacionalidad de cada serie de tiempo observada, haciendo que la nueva serie de tiempo sea estacionaria y genere predicciones confiables. Así, para la industria hotelera de las comunidades de Cataluña, Barcelona y España en general, los periodos de tiempo a considerar para la construcción de los modelos de series de tiempo, son los periodos mensuales desde el año 1999 hasta el año 2018; y para la industria hotelera de la comunidad de Madrid, desde el año 2012 hasta el año 2018. Con el fin de evaluar la eficacia de cada modelo obtenido, se comparan los valores predichos con los valores observados (valor verdadero) correspondientes al año 2019 para posteriormente hacer la predicción de lo esperado para el primer trimestre del año 2020, bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19 para este periodo de tiempo. Sin embargo, la presencia de la pandemia Covid-19 fue inevitable, lo que

implica que la diferencia en magnitud de la variable llegada total de turistas del valor predicho para los meses del primer trimestre del año 2020 en relación con el valor observado durante los meses del primer trimestre del mismo periodo de tiempo, será la forma de medir el efecto Covid-19 sobre la industria hotelera de Cataluña y el resto de las comunidades consideradas en el análisis. De igual manera, este número mostrará parte del impacto económico del Covid-19 sobre la industria hotelera, debido a que a medida que se tenga un mayor ingreso total de turistas hacia España, la industria hotelera tendrá un mayor ingreso económico y una mayor contribución al PIB de toda España, lo que se está viendo afectado por la presencia del Covid-19.

4.2.1.1 Modelo viajeros total en Cataluña (Y_t^C)

a. Identificación del modelo Y_t^C

Se observa una tendencia en forma creciente y la variación de la estacionalidad en ciclos anuales, lo que implica que la media y la varianza se incrementan proporcionalmente con el tiempo, teniendo como consecuencia que la serie de tiempo sea no estacionaria (Figura 14).

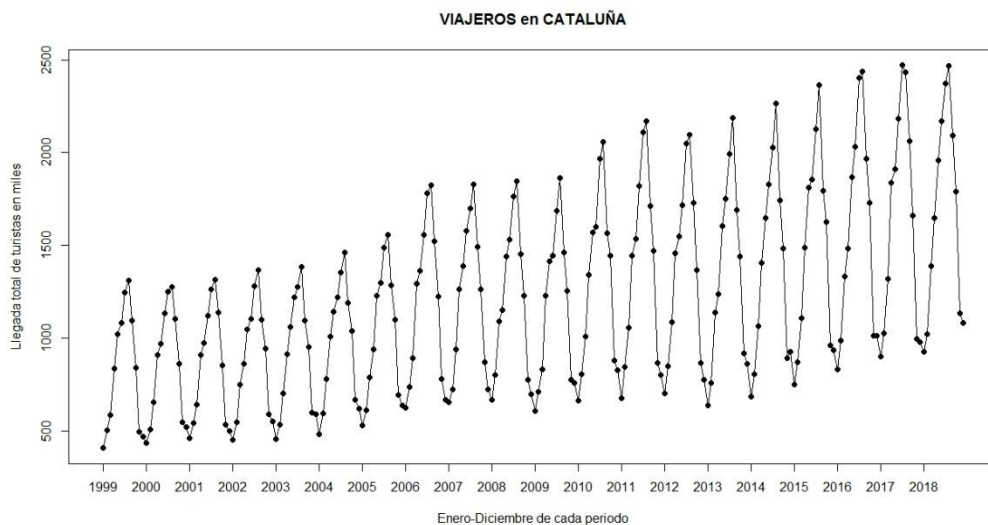


Figura 14. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Cataluña de enero 1999 hasta diciembre 2018 (EOH, 2020)

La prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) indica que la serie de tiempo es estacionaria (DFA = -11,865; $p < 0,01$), así, la cantidad total media de turistas que

llegan a los hoteles de Cataluña mensualmente durante cada periodo de tiempo son similares, y también su variabilidad. Sin embargo, este método tiene algunas desventajas como se explica en Gujarati y Porter (2009), reconociendo problemas de raíz unitaria cuando no los hay o algunas series de tiempo que son casi no estacionarias las clasifica erróneamente como estacionarias, tal como sucede con esta serie de tiempo en particular. Los correlogramas, para las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), ayudan a corroborar la no estacionariedad de la serie de tiempo, Viajeros en Cataluña (Figura 15).

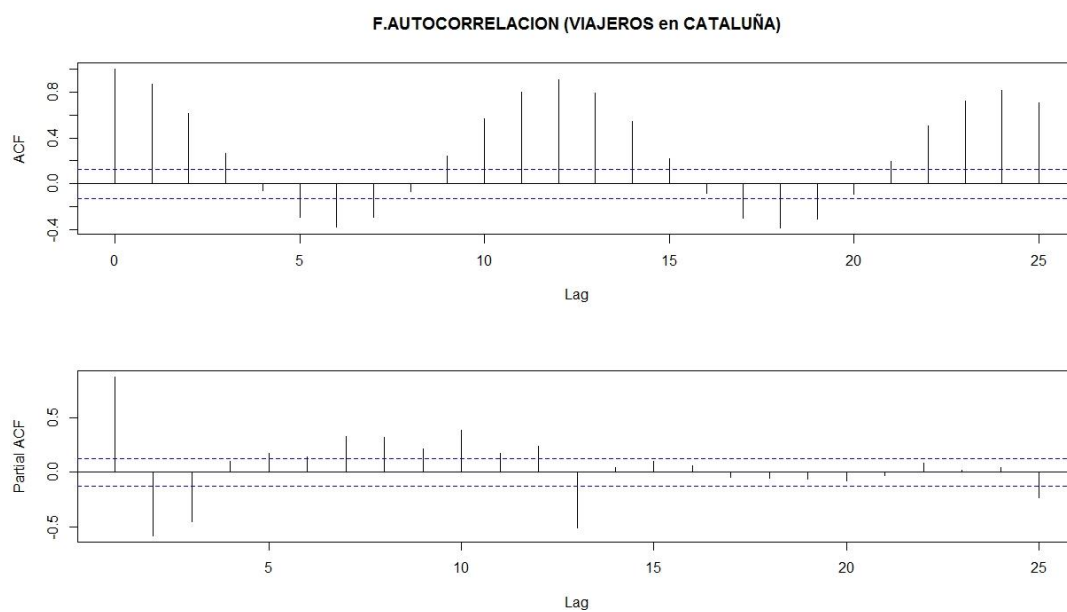


Figura 15: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia hacia Cataluña (EOH, 2020)

La Figura 15 (parte superior) describe el efecto de estacionalidad de la serie de tiempo y el gráfico inferior muestra que algunos coeficientes de autocorrelación son estadísticamente significativos ($p < 0,05$) para los retardos 1,2,3,7,8,10,12 y 13. Ahora bien, si la serie de tiempo es estacionaria, se esperaría que la mayoría de los coeficientes de autocorrelación para cada retardo oscilen entre $\pm 0,2$ (Gujarati y Porter, 2009), y en otras situaciones, se considera válido que los coeficientes de autocorrelación oscilen entre $\pm 0,5$ (Chatfield y Xing, 2019), tal como sucede en este caso, aunque es preferible indagar con un mejor ajuste eliminando el efecto de estacionalidad de la serie de tiempo original, Viajeros en Cataluña (X_t^C).

Como se tiene el efecto estacional sobre la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Cataluña, la serie de tiempo original (X_t^C) se descompone en una componente estacional (S_t^C), una componente de tendencia y la parte residual. Sea $\tilde{X}_t^C = X_t^C - S_t^C$, la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad, obteniendo,

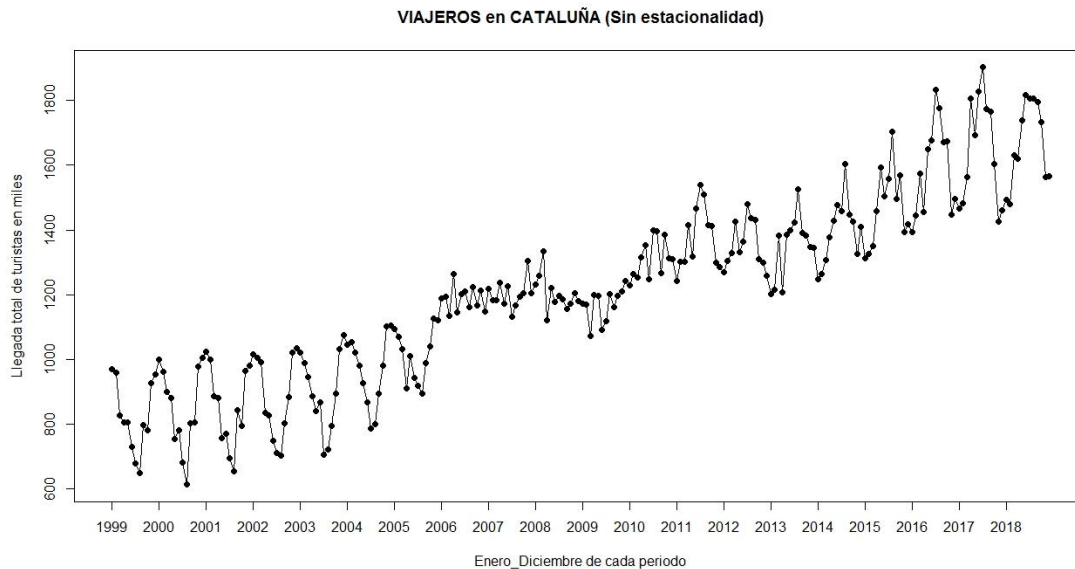


Figura 16. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Cataluña (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)

El objetivo de pasar la serie de tiempo que posee el efecto de estacionalidad (Figura 14) a una serie de tiempo sin tal efecto (Figura 16), es con el fin de lograr un modelo parsimonioso convergente y a partir de él, hacer análisis y predicciones para posteriormente tomar decisiones válidas.

Siguiendo con base en la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad (Figura 16), las funciones de autocorrelación dadas por la Figura 17, aun muestran coeficientes de autocorrelación significativos (retardos 1,3,5,6,7,8,9 y 13) pero en comparación con los de la serie original (Figura 15), todos son menores estrictos a 0,5. Por consiguiente, la serie de tiempo de los periodos 1999-2018 para la variable llegada total de turistas hacia Cataluña, se transformó en una serie de tiempo estacionaria en primera diferencia, indicando un resultado estadísticamente significativo mediante la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA = -5,6185; $p < 0,01$).

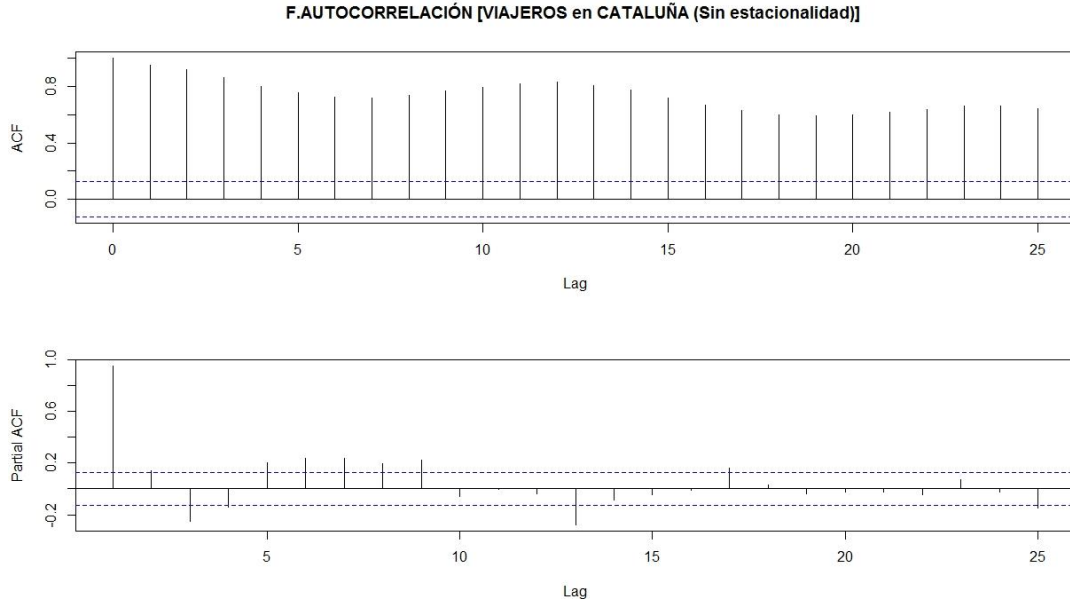


Figura 17. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Cataluña de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)

a. Estimación de los parámetros del modelo Y_t^C

Se propone que un modelo $ARIMA(p, 1, q)$ puede ser el apropiado para la serie de tiempo sin estacionalidad, $\tilde{X}_t^C$. Como los órdenes de p y q son desconocidos, se ajustó un conjunto de modelos $ARIMA(p, 1, q)$ para series de tiempo $\tilde{X}_t^C$ calculando para cada modelo propuesto los AIC respectivos, para finalmente elegir el menor de todos. Este proceso se llevó a cabo mediante el uso de la librería “tseries” de R, obteniendo un modelo con el mínimo AIC (AIC = 2.662,73) que es $ARIMA(p, 1, q)$ con $p = 2$ y $q = 4$, denominado Modelo Cataluña, Y_t^C . Así, se ajustó un modelo $ARIMA(2,1,4)$ para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^C$ con la siguiente estructura:

$$Y_t^C = \tilde{X}_t^C - \tilde{X}_{t-1}^C$$

$$Y_t^C = 1,73_{(0,008)}Y_{t-1}^C - 0,99_{(0,006)}Y_{t-2}^C + Z_t^C - 2,38_{(0,07)}Z_{t-1}^C + 2,29_{(0,16)}Z_{t-2}^C - 1,00_{(0,15)}Z_{t-3}^C + 0,18_{(0,06)}Z_{t-4}^C$$

donde las perturbaciones Z_t^C siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 3.729$) o proceso de ruido blanco

$(Z_t \sim N(0; 3.729))$ y los subíndices de cada parámetro estimado son los errores estándar.

b. Diagnóstico de los residuos del modelo Y_t^C

El diagnóstico de los residuos se realizó a partir del modelo ajustado para determinar si este es el modelo adecuado. Este proceso se llevó a cabo mediante los valores estandarizados $\hat{Z}_t^C$, la función de autocorrelación de los valores $\hat{Z}_t^C$ y los valores p del estadístico de Ljung-Box, obteniendo,

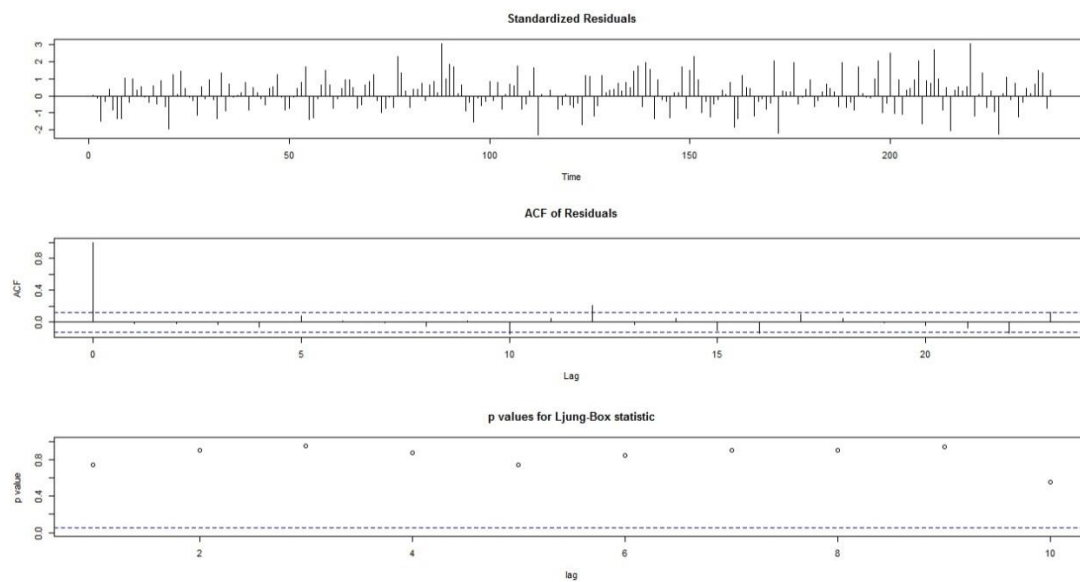


Figura 18. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Cataluña (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)

Los residuos estandarizados del modelo ajustado, Y_t^C , giran en torno a cero, indicando que estos son completamente aleatorios. Además, la prueba de Box-Pierce da un estadístico de Chi-cuadrado con un grado de libertad igual a 0,1067 con un valor p igual a 0,744 ($p > 0,05$), mostrando que el modelo ajustado Y_t^C es el apropiado para estos datos en particular, llegada total de turistas hacia los hoteles de Cataluña. Por otro lado, se tienen los valores p a partir del estadístico Ljung-Box (gráfico inferior), mostrando que el modelo Y_t^C tiene un alto poder predictivo para todos los meses del año, debido a que en su mayoría estos puntos superan el valor de probabilidad 0,7.

c. Predicciones a partir del modelo Y_t^C

Mediante la aplicación del Modelo Cataluña, Y_t^C , se obtienen las predicciones correspondientes para todo el año 2019 y el primer trimestre del año 2020, en relación con la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Cataluña. Incluso, el modelo puede predecir lo que se esperaba para los meses de enero-diciembre 2020 bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19.

A continuación, en la Figura 19 se describe el Modelo Cataluña junto con sus predicciones,

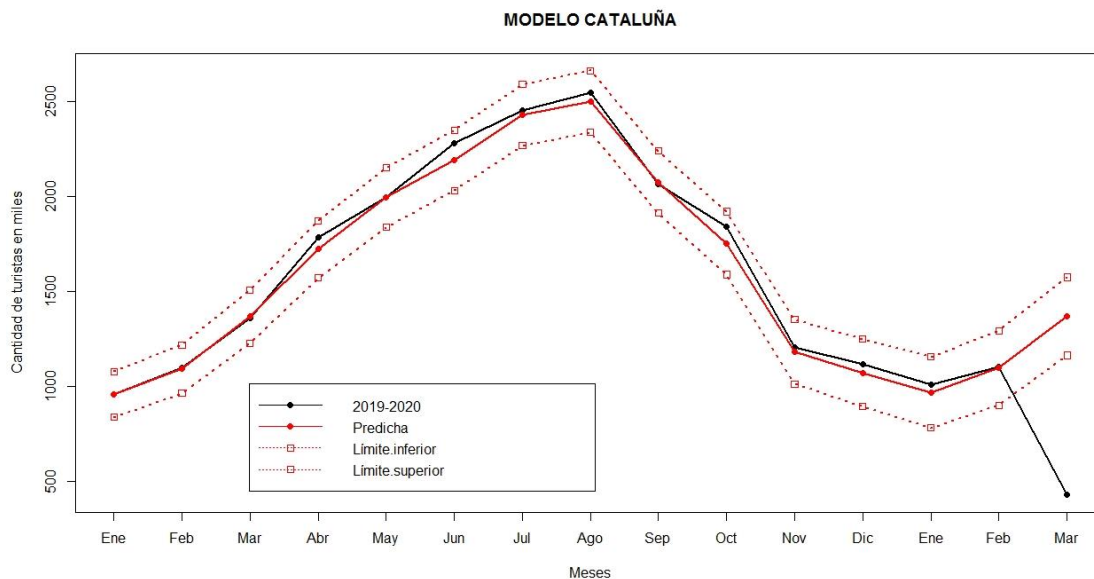


Figura 19. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Cataluña

El Modelo Cataluña Y_t^C capta el efecto de estacionalidad observado en los datos originales (X_t^C). La línea de color negro son los valores verdaderos de la cantidad total de turistas que llegaron a los hoteles de Cataluña durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Se mantiene el comportamiento de estacionalidad de la serie de tiempo original, debido a un crecimiento durante los primeros meses del año 2019 alcanzando su máximo en los meses de verano (Julio,

agosto) y una caída para el último trimestre del mismo año. En cambio, para el año 2020 comienza nuevamente el ciclo creciente (enero-febrero) pero a partir de marzo hay una caída en los valores de la variable, que pudiera ser efecto de la pandemia Covid-19. Las líneas de color rojo, son las predicciones dadas por el Modelo Cataluña Y_t^C . Ambas líneas están muy cercanas (verdadera y predicha), a excepción de la separación observada entre los meses de febrero-marzo del año 2020. Por otro lado, se tiene que, los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenido a partir de los periodos 1999-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo Cataluña Y_t^C .

La siguiente Tabla muestra la magnitud del efecto Covid-19,

Tabla 7. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Cataluña (C_t) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	959.797	958.489	838.799	1.078.179
Febrero	2019	1.097.040	1.091.924	965.354	1.218.494
Marzo	2019	1.362.327	1.367.660	1.227.086	1.508.234
Abril	2019	1.786.884	1.722.678	1.572.149	1.873.208
Mayo	2019	1.997.378	1.995.527	1.838.969	2.152.085
Junio	2019	2.278.569	2.190.417	2.030.695	2.350.139
Julio	2019	2.455.530	2.428.838	2.267.511	2.590.165
Agosto	2019	2.548.640	2.499.742	2.337.350	2.662.135
Septiembre	2019	2.065.585	2.076.352	1.912.693	2.240.011
Octubre	2019	1.840.348	1.754.732	1.588.788	1.920.676
Noviembre	2019	1.205.950	1.182.888	1.012.649	1.353.128
Diciembre	2019	1.115.916	1.072.197	895.000	1.249.395
Enero	2020	1.007.723	968.926	782.487	1.155.365
Febrero	2020	1.103.705	1.096.746	900.242	1.293.250
Marzo	2020	428.357	1.369.177	1.163.586	1.574.768

Fuente: Elaboración propia del Autor.

En la Tabla 7, se puede apreciar la cantidad de turistas verdadera y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. A pesar de la presencia del Covid-19, las predicciones de los meses enero y febrero del año 2020 estuvieron casi a la par con el valor verdadero, esto es, se observó un comportamiento de la

llegada de turistas hacia Cataluña para los meses de enero y febrero del año 2020, casi que bajo el supuesto de que no había ocurrido la pandemia. Sin embargo, para el mes de marzo del año 2020 la situación cambia completamente en relación con el mismo mes del año 2019 y en relación con el valor predicho. De la cantidad de turistas recibidos en los hoteles de Cataluña para el mes de marzo del año 2019, con respecto al mes de marzo del año 2020 la disminución fue de un 68,6% y con respecto al valor predicho de este mismo mes para el año 2020, la diferencia fue aproximadamente de 940.820 turistas, lo que implica una perdida sustancial en los ingresos esperados de la industria hotelera del Cataluña debido a la presencia del Covid-19.

4.2.1.2 Modelo viajeros total en Barcelona(Y_t^B)

a. Identificación del modelo Y_t^B

Para la variable llegada total de turistas hacia la industria hotelera de Barcelona, se observa una tendencia en forma creciente y la variación de la estacionalidad en ciclos anuales, lo que implica que la media y la varianza se incrementan proporcionalmente con el tiempo, teniendo como consecuencia que la serie de tiempo sea no estacionaria (Figura 20).

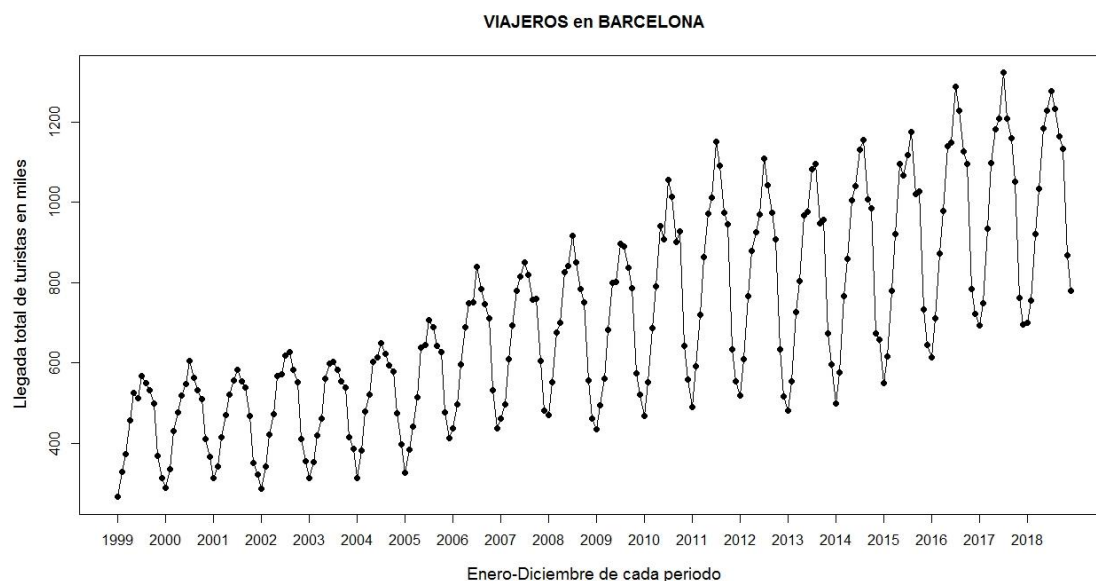


Figura 20. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Barcelona de enero 1999 hasta diciembre 2018 (EOH, 2020)

Sin embargo, aplicando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) se tiene que la serie de tiempo es estacionaria (DFA = -9,2793; $p < 0,01$), indicando que, la cantidad total media de turistas que llegan a los hoteles de Barcelona mensualmente durante cada periodo de tiempo (1999-2018) son similares, así como su variabilidad, esto es, la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 1999 es similar a la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 2000, y así sucesivamente durante el mes de enero (y el resto de los meses) de cada periodo de tiempo considerado. Sin embargo, como se indicó para el Modelo Cataluña este método estadístico tiene algunas desventajas.

Los correlogramas, para las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), determinan la no estacionariedad de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Barcelona (Figura 21).

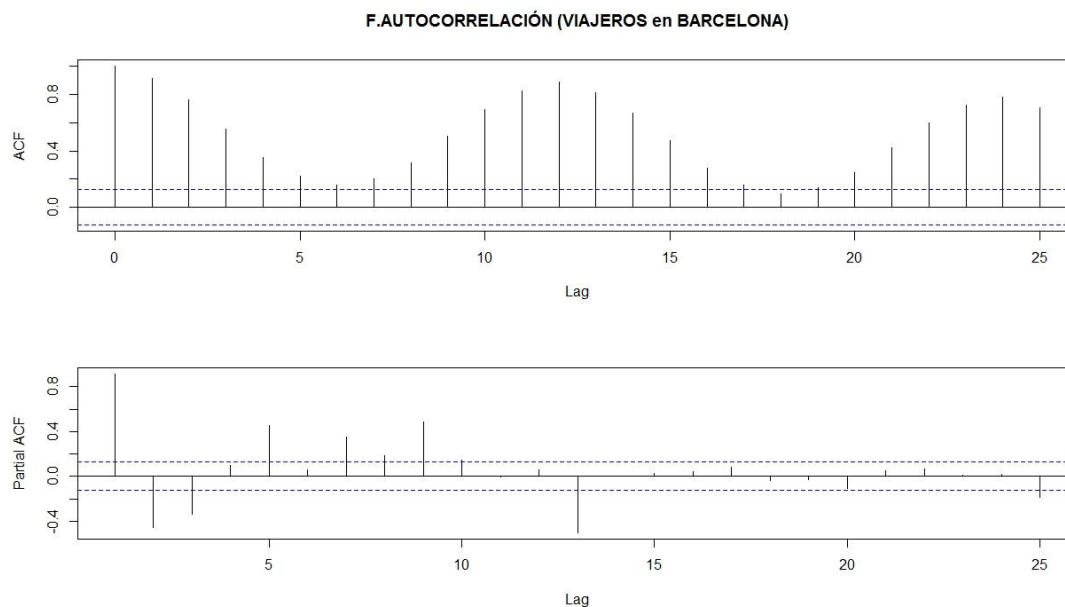


Figura 21: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Barcelona (EOH, 2020)

El gráfico superior de la Figura 21, describe el efecto de estacionalidad de la serie de tiempo y el inferior muestra que se tienen algunos coeficientes de autocorrelación estadísticamente significativos para los retardos 1,2,3,5,7,9 y 13.

Como se tiene el efecto estacional sobre la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Barcelona, la serie de tiempo original (X_t^B) se descompone en una componente estacional (S_t^B), una componente de tendencia y la parte residual. Sea $\tilde{X}_t^B = X_t^B - S_t^B$, la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad para la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Barcelona. La Figura 20 es la serie de tiempo sin estacionariedad $\tilde{X}_t^B$ durante el periodo 1999-2018 y la Figura 21 son las funciones de autocorrelación de la serie de tiempo transformada. En este caso, aun se tienen coeficientes de autocorrelación significativos (retardos 1,3,5,9 y 13) pero con la ventaja de que todos son menores estrictos a 0,5. Por consiguiente, la serie de tiempo de los periodos 1999-2018, se transformó en una serie de tiempo estacionaria de primera diferencia, cuyo resultado es estadísticamente significativo mediante la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA = -4,8891; $p < 0,01$).

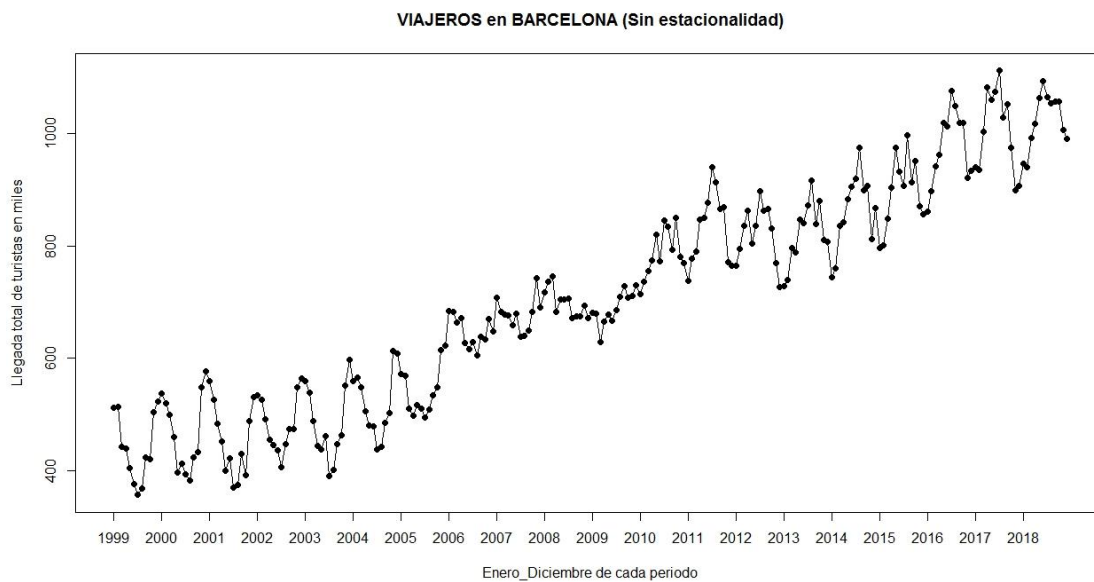


Figura 22. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Barcelona (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)

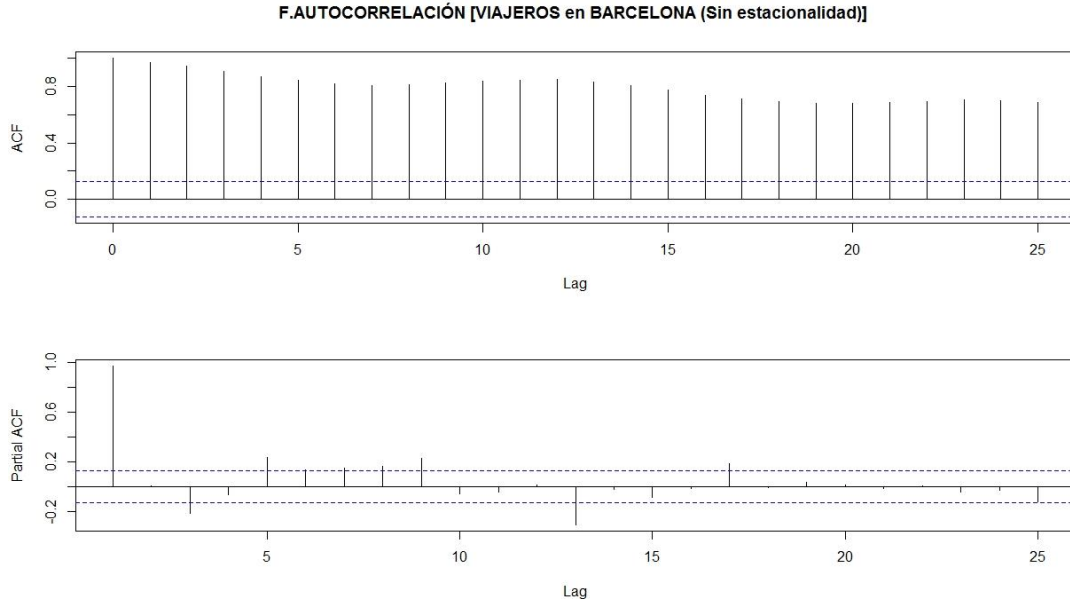


Figura 23. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Barcelona de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)

b. Estimación de los parámetros del modelo Y_t^B

Se propone que un modelo $ARIMA(p, 1, q)$ puede ser el apropiado para la serie de tiempo sin estacionalidad, $\tilde{X}_t^B$. Como los órdenes de p y q son desconocidos, se ajustó un conjunto de modelos $ARIMA(p, 1, q)$ para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^B$ calculando para cada modelo propuesto los AIC respectivos. Este proceso se llevó a cabo mediante el uso de la librería “tseries” de R, obteniendo un modelo con el mínimo AIC (AIC = 2.219,251) que es $ARIMA(p, 1, q)$ con $p = 8$ y $q = 8$, denominado Modelo Barcelona, Y_t^B . Así, se ajustó un modelo $ARIMA(8,1,8)$ para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^B$ con la siguiente estructura:

$$\begin{aligned}
 Y_t^B &= \tilde{X}_t^B - \tilde{X}_{t-1}^B \\
 Y_t^B &= 0,36_{(0,24)} Y_{t-1}^B + 0,67_{(0,23)} Y_{t-2}^B + 0,29_{(0,13)} Y_{t-3}^B - 1,35_{(0,24)} Y_{t-4}^B - \\
 &\quad 0,21_{(0,13)} Y_{t-5}^B + 0,33_{(0,24)} Y_{t-6}^B + 0,55_{(0,22)} Y_{t-7}^B - 0,58_{(0,09)} Y_{t-8}^B + \\
 &\quad Z_t^B - 0,77_{(0,24)} Z_{t-1}^B - 0,47_{(0,17)} Z_{t-2}^B - 0,10_{(0,17)} Z_{t-3}^B + \\
 &\quad 1,34_{(0,34)} Z_{t-4}^B - 0,21_{(0,16)} Z_{t-5}^B - 0,31_{(0,19)} Z_{t-6}^B - 0,15_{(0,16)} Z_{t-7}^B + \\
 &\quad 0,62_{(0,13)} Z_{t-8}^B
 \end{aligned}$$

Donde las perturbaciones Z_t^B siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 809,7$) o proceso de ruido blanco ($Z_t \sim N(0; 809,7)$) y los subíndices de cada parámetro estimado son los errores estándar.

c. Diagnóstico de los residuos del modelo Y_t^B

El diagnóstico de los residuos se realizó a partir del modelo ajustado para determinar si este es el modelo adecuado. Este proceso se llevó a cabo mediante los valores estandarizados $\hat{Z}_t^B$, la función de autocorrelación de los valores $\hat{Z}_t^B$ y los valores p del estadístico de Ljung-Box, obteniendo,

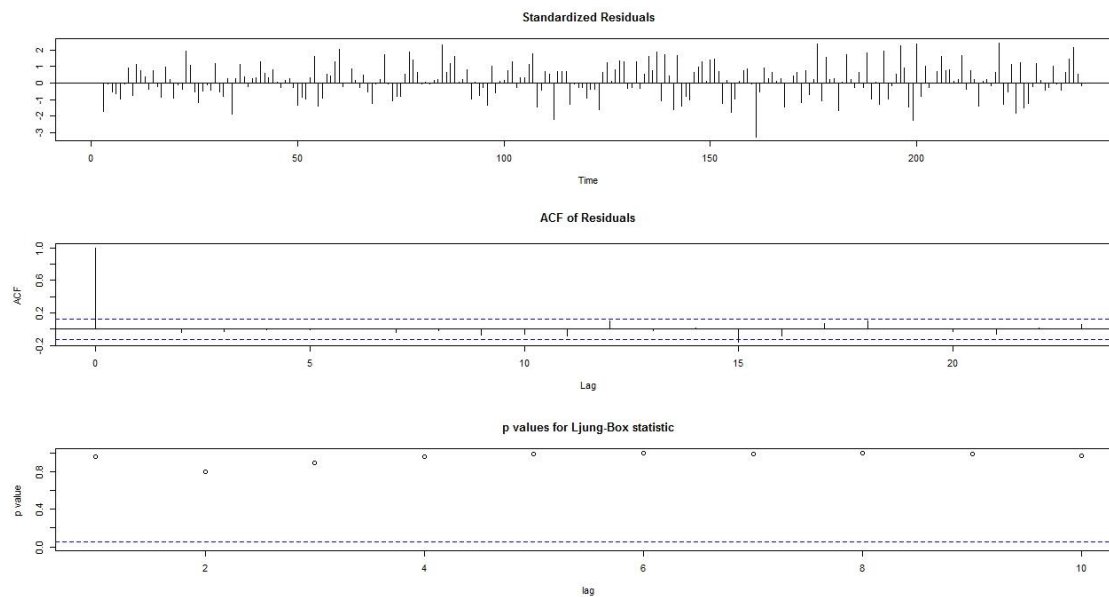


Figura 24. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Barcelona (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)

Los residuos estandarizados del modelo ajustado, Y_t^B , giran en torno a cero, indicando que estos son completamente aleatorios. Además, la prueba de Box-Pierce da un estadístico de Chi-cuadrado con un grado de libertad igual a 0,003 con un valor p igual a 0,9578 ($p > 0,05$), mostrando que el modelo ajustado Y_t^B es el apropiado para estos datos en particular, llegada total de turistas hacia los hoteles de Barcelona. Por otro lado, se tienen los valores p a partir del estadístico Ljung-Box (gráfico inferior), mostrando que el modelo Y_t^B tiene un alto poder

predictivo para todos los meses del año, debido a que en su mayoría estos son valores que tienen probabilidades por encima del valor 0,9.

d. Predicciones a partir del modelo Y_t^B

Mediante la aplicación del Modelo Barcelona, Y_t^B , se obtienen las predicciones correspondientes a los años 2019 y 2020 (primer trimestre), en relación con la variable llegada total de turistas tanto residenciados en España como de turistas residenciados en el extranjero hacia la comunidad hotelera de Barcelona. Este modelo se usa para predecir los valores correspondientes a los meses de enero-diciembre de 2019 y los meses de enero-marzo de 2020, incluso, el modelo puede predecir lo que se esperaba para los meses de enero-diciembre 2020 bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19. A continuación, las predicciones e intervalos de confianza del 95% para la serie de tiempo sin estacionalidad $\tilde{X}_t^B$, con base en los periodos anteriores 1999-2018.

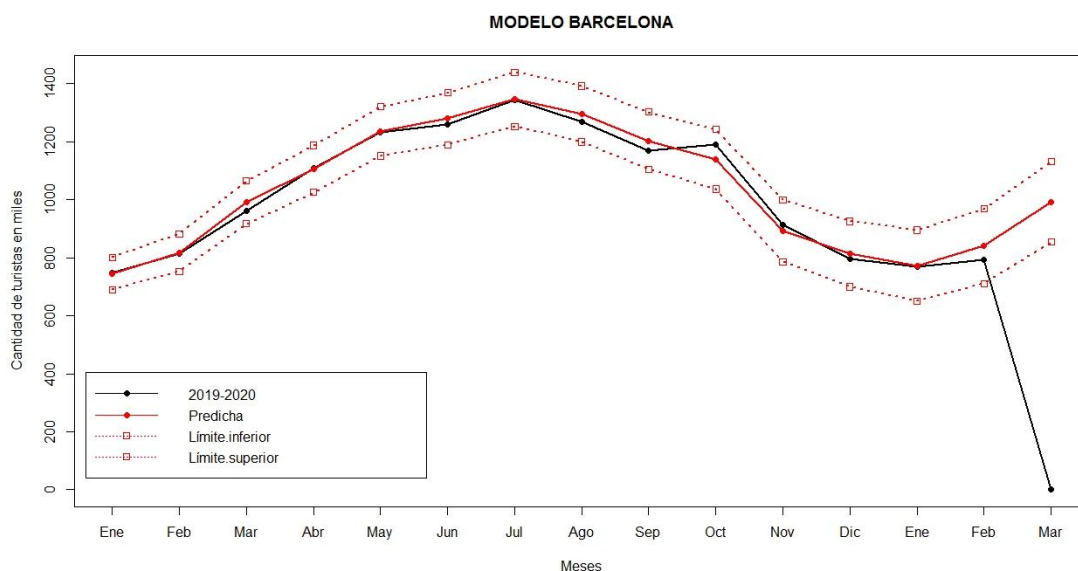


Figura 25. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona

El Modelo Barcelona capta el efecto de estacionalidad observado en los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 1999-2018. La línea de color negro representa los valores verdaderos de la cantidad de turistas que llegaron a los hoteles de Barcelona durante enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020. Se

mantiene el comportamiento de estacionalidad de la serie de tiempo original, debido a un crecimiento durante los primeros meses del año alcanzando su máximo en los meses de verano (Julio, agosto, septiembre) y una caída para el último trimestre del año 2019. En cambio, para el año 2020, la llegada de turistas entre enero y febrero son equivalentes, así como en relación con los meses de enero y febrero del año 2019, pero en el mes de marzo del año 2020 hay una caída en los valores de la variable cantidad total de turistas, que pudiera ser efecto de la pandemia Covid-19. Las líneas de color rojo, se refieren a las predicciones dadas por el Modelo Barcelona (línea central) y los límites de confianza del 95% para cada predicción (líneas punteadas). Ambas líneas están muy cercanas (verdadera y predicha), a excepción de la separación observada entre febrero-marzo del año 2020. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 1999-2018, a excepción de lo ocurrido por efecto del Covid-19, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo Barcelona.

En la Tabla 8, se puede apreciar la cantidad de turistas observada y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en algunas comunidades, particularmente en la industria hotelera de Barcelona, debido a que la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente, esto es, cada mes del primer trimestre del año 2020 se recibían menos turistas de los esperados. Así, la diferencia en relación al mes de enero del año 2020 fue de 4250 turistas, para el mes de febrero fue de 46.640 turistas y para el mes de marzo fue de 992.172 turistas. Estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de Barcelona.

A continuación, los valores verdaderos y predichos mediante el Modelo Barcelona (Y_t^B), así como la diferencia entre lo observado y lo esperado, cuya magnitud en cantidad absoluta de turistas es parte del efecto Covid-19 (Tabla 8).

Tabla 8. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Barcelona (Y_t^B) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	746.797	745.277	689.504	801.051
Febrero	2019	814.340	817.714	753.031	882.397
Marzo	2019	961.604	990.590	916.641	1.064.540
Abril	2019	1.109.962	1.106.402	1.025.768	1.187.037
Mayo	2019	1.230.382	1.235.598	1.150.907	1.320.289
Junio	2019	1.258.089	1.278.706	1.189.281	1.368.131
Julio	2019	1.343.605	1.345.278	1.252.137	1.438.419
Agosto	2019	1.269.133	1.295.146	1.199.035	1.391.257
Septiembre	2019	1.168.690	1.202.814	1.104.266	1.301.363
Octubre	2019	1.189.418	1.139.080	1.036.035	1.242.125
Noviembre	2019	912.686	891.950	785.112	998.788
Diciembre	2019	796.533	812.338	699.618	925.057
Enero	2020	768.453	772.703	650.486	894.920
Febrero	2020	792.665	839.305	710.330	968.280
Marzo	2020	0.000	992.172	854.084	1.130.259

Fuente: Elaboración propia del Autor.

4.2.1.3 Modelo viajeros total en Madrid (Y_t^M)

a. Identificación del modelo Y_t^M

Para la variable llegada total de turistas hacia la industria hotelera de Madrid, se observa una tendencia en forma creciente y la variación de la estacionalidad en ciclos anuales, lo que implica que la media y la varianza se incrementan proporcionalmente con el tiempo, teniendo como consecuencia que la serie de tiempo sea no estacionaria (Figura 26).

Sin embargo, aplicando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) se tiene que la serie de tiempo es estacionaria (DFA = -3,744; $p = 0,026 < 0,05$), indicando que, la cantidad total media de turistas que llegan a los hoteles de Madrid mensualmente durante cada periodo de tiempo (1999-2018) son similares, así como su variabilidad, esto es, la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 1999 es similar a la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 2000, y así

sucesivamente durante el mes de enero (y el resto de los meses) de cada periodo de tiempo considerado. Sin embargo, esta serie de tiempo tiene una particularidad en relación con las anteriores, el efecto de estacionalidad no es anual sino de cada 5 meses dentro de un mismo año, así el máximo de cada periodo ocurre en los meses de mayo y octubre, y para el mes de agosto de cada periodo es donde se recibe la menor cantidad de turistas tanto residenciados en España como en el extranjero, de ahí el origen del efecto de estacionalidad de esta serie de tiempo.

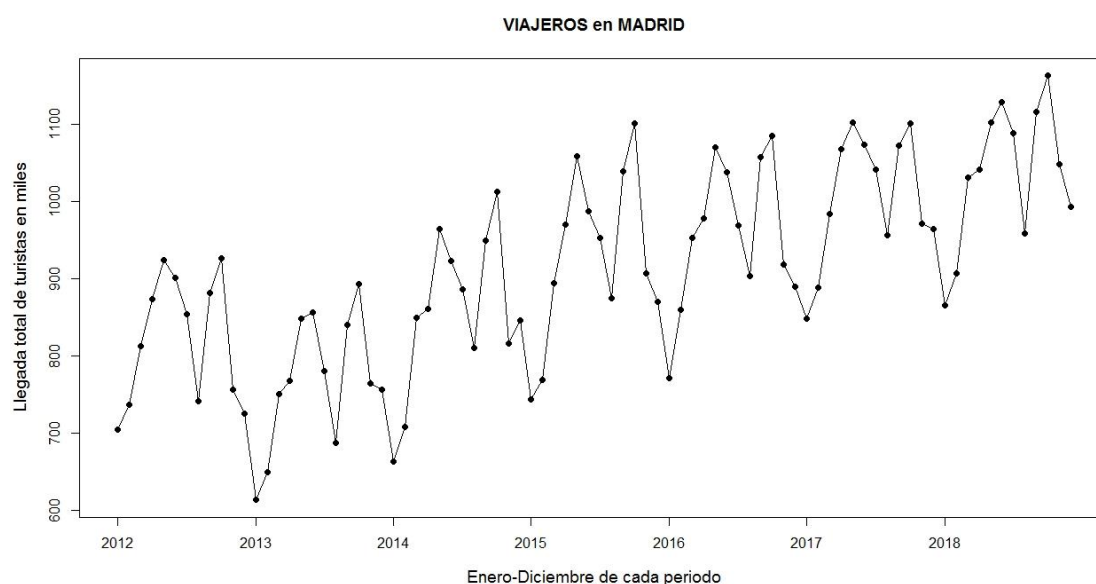


Figura 26. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Madrid de enero 2012 – diciembre 2018 (EOH, 2020)

Los correlogramas, para las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), determinan la no estacionariedad de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Madrid (Figura 27).

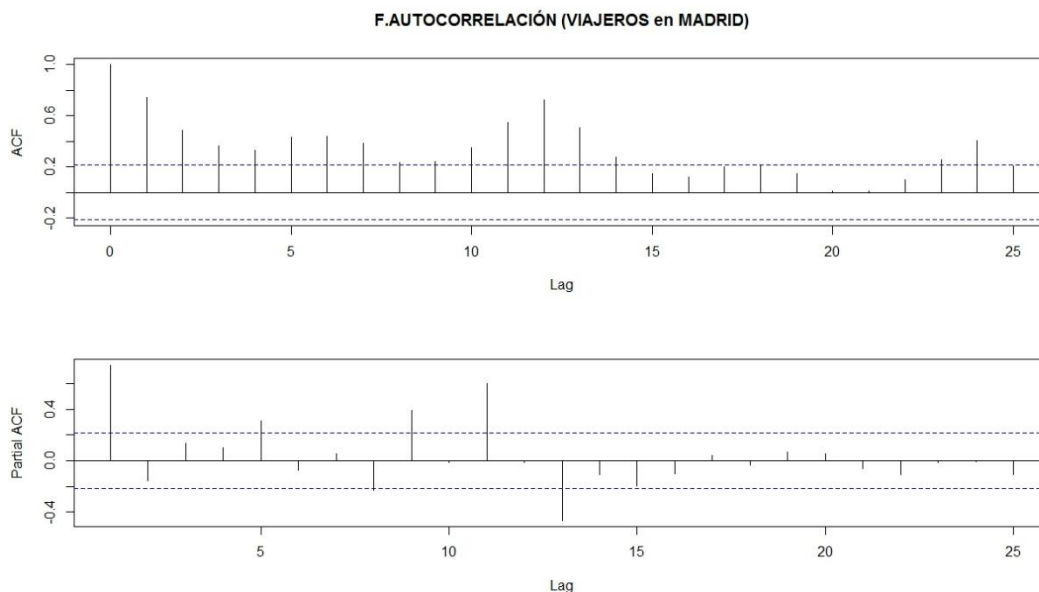


Figura 27: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Madrid (EOH, 2020)

El gráfico superior de la Figura 27, describe el efecto de estacionalidad de la serie de tiempo mediante ciclos de aproximadamente un año con dos estaciones dentro de cada uno, y el inferior indica algunos coeficientes de autocorrelación estadísticamente significativos para los retardos 1,5,7,9,10,12 y 14.

Como se tiene el efecto estacional sobre la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Madrid, la serie de tiempo original (X_t^M) se descompone en una componente estacional (S_t^M), una componente de tendencia y la parte residual. Sea $\tilde{X}_t^M = X_t^M - S_t^M$, la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad. La Figura 26 es la serie sin estacionalidad $\tilde{X}_t^M$ durante el periodo 2012-2018.

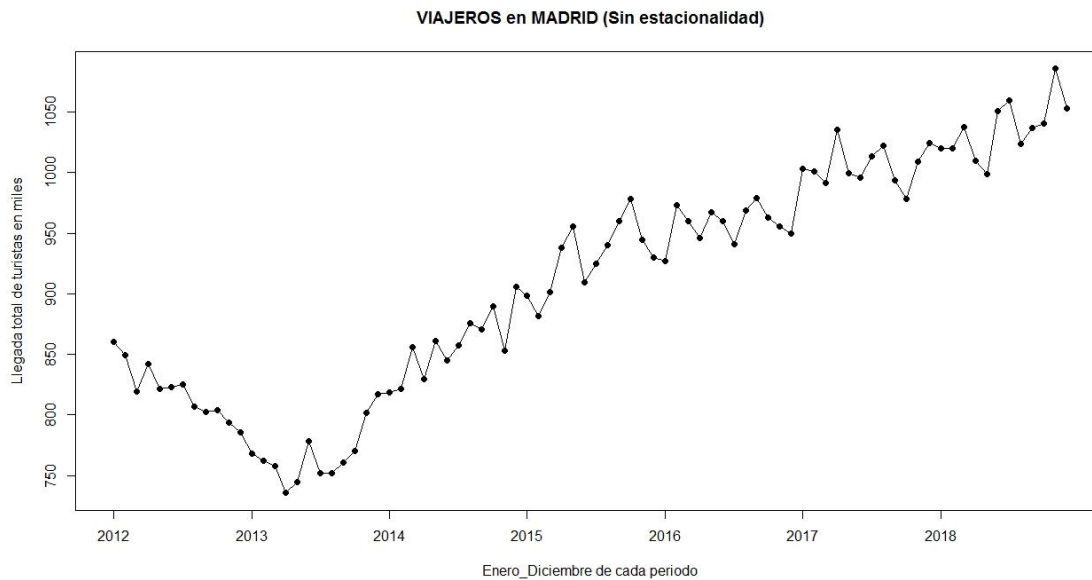


Figura 28. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de Madrid (sin estacionalidad) de enero 2012 a diciembre 2018 (EOH, 2020)

Siguiendo con base en la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad de la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de Madrid, las funciones de autocorrelación están dadas por la Figura 29. En este caso, aun se tienen coeficientes de autocorrelación significativos (retardos 3,6 y 12) en el límite, pero con la ventaja de que todos son menores estrictos a 0,5, así como significativamente menores a los datos originales. Sin embargo, la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA = -2,6506; $p = 0,309 > 0,05$), indica que aún existen problemas de raíz unitaria.

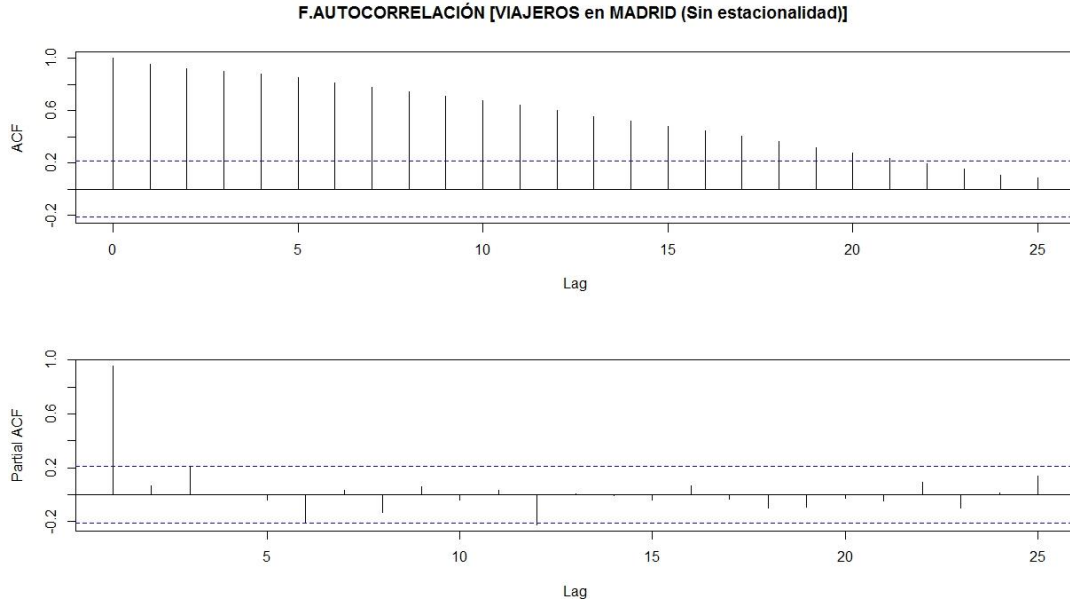


Figura 29. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia Madrid de enero 2012 a diciembre 2018 (sin estacionalidad)

b. Estimación de los parámetros del modelo Y_t^M

Con base en la Figura 29, se propone que un modelo $ARIMA(p, 1, q)$ puede ser el apropiado para la serie de tiempo sin estacionalidad, $\tilde{X}_t^M$. Como los órdenes de p y q son desconocidos, se ajustó un conjunto de modelos $ARIMA(p, 1, q)$ para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^M$ calculando para cada modelo propuesto los AIC respectivos. Este proceso se llevó a cabo mediante el uso de la librería “tseries” de R, obteniendo un modelo con el mínimo AIC (AIC = 738,97) que es $ARIMA(p, 1, q)$ con $p = 2$ y $q = 5$, denominado Modelo Madrid, Y_t^M . Así, se ajustó un modelo $ARIMA(2,1,5)$ para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^M$ con la siguiente estructura:

$$Y_t^M = \tilde{X}_t^M - \tilde{X}_{t-1}^M$$

$$Y_t^M = -0,87_{(0,11)}Y_{t-1}^M - 0,63_{(0,10)}Y_{t-2}^M + Z_t^M + 0,62_{(0,11)}Z_{t-1}^M + 0,13_{(0,14)}Z_{t-2}^M - 0,23_{(0,14)}Z_{t-3}^M + 0,14_{(0,12)}Z_{t-4}^M + 0,64_{(0,10)}Z_{t-5}^M$$

donde las perturbaciones Z_t^M siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 330,7$) o proceso de ruido blanco

$(Z_t \sim N(0; 330, 7))$ y los subíndices de cada parámetro estimado son los errores estándar.

c. Diagnóstico de los residuos del modelo Y_t^M

El diagnóstico de los residuos se realizó a partir del modelo ajustado para determinar si este es el modelo adecuado. Este proceso se llevó a cabo mediante los valores estandarizados $\hat{Z}_t^M$, la función de autocorrelación de los valores $\hat{Z}_t^M$ y los valores p del estadístico de Ljung-Box, obteniendo,

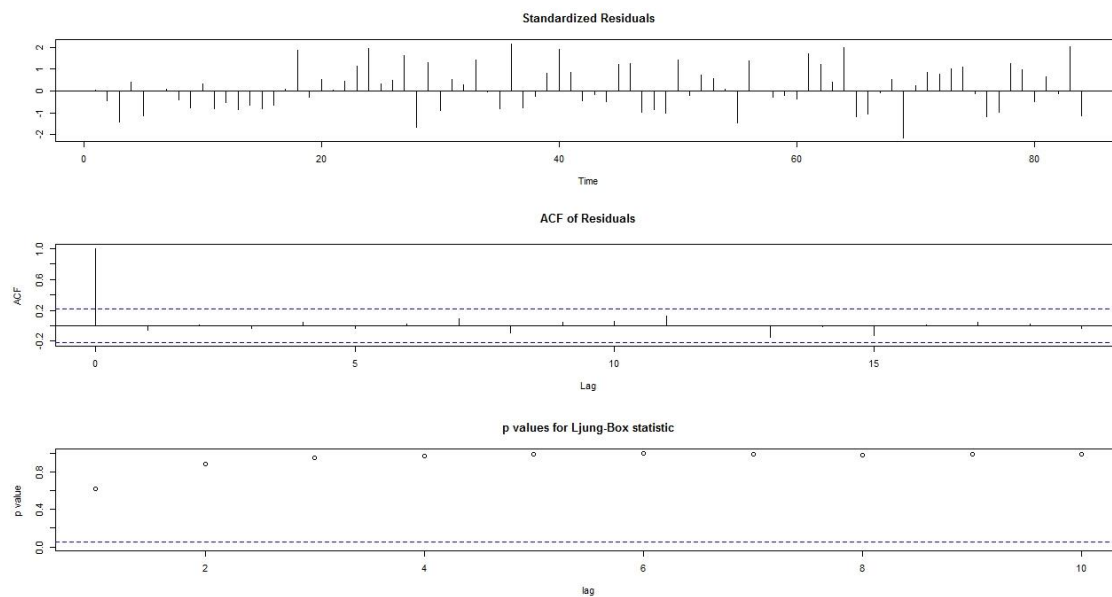


Figura 30. Serie de los residuos estandarizados del Modelo Madrid (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)

Los residuos estandarizados del modelo ajustado, Y_t^M , giran en torno a cero, indicando que estos son completamente aleatorios. Además, la prueba de Box-Pierce da un estadístico de Chi-cuadrado con un grado de libertad igual a 0,2341 con un valor p igual a 0,6285 ($p > 0,05$), mostrando que el modelo ajustado Y_t^M es el apropiado para estos datos en particular, llegada total de turistas hacia los hoteles de Madrid. Por otro lado, se tienen los valores p a partir del estadístico Ljung-Box (gráfico inferior), mostrando que el modelo Y_t^M tiene un alto poder predictivo para todos los meses del año, debido a que en su mayoría estos son valores con altas probabilidades que superan el valor 0,95.

d. Predicciones a partir del modelo Y_t^M

Mediante la aplicación del Modelo Madrid, Y_t^M , se obtienen las predicciones correspondientes a los años 2019 y 2020 (primer trimestre), en relación con la variable llegada total de turistas tanto residenciados en España como de turistas residenciados en el extranjero hacia la comunidad hotelera de Madrid. Este modelo se usa para predecir los valores correspondientes a los meses de enero-diciembre de 2019 y los meses de enero-marzo de 2020, incluso, el modelo puede predecir lo que se esperaba para los meses de enero-diciembre 2020 bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19. A continuación, las predicciones e intervalos de confianza del 95% para la serie de tiempo sin estacionalidad $\tilde{X}_t^M$, con base en los periodos anteriores 2012-2018.

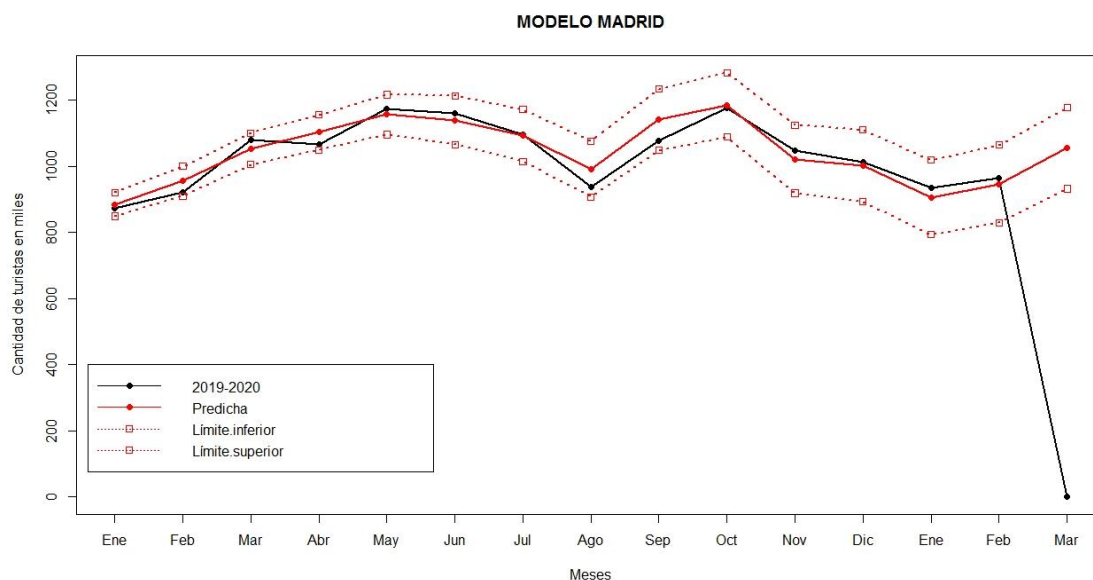


Figura 31. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona

El Modelo Madrid capta el efecto de estacionalidad observado en los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 2012-2018. La línea de color negro representa los valores verdaderos de la cantidad de turistas que llegaron a los hoteles de Madrid durante enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020. Se mantiene el comportamiento de estacionalidad de la serie de tiempo original, debido a un crecimiento durante los primeros meses del año alcanzando su máximo en el

mes de mayo y octubre de cada periodo de tiempo. Para el año 2020, la llegada de turistas entre enero y febrero son equivalentes, incluso un poco por encima de la cantidad de turistas en los meses de enero y febrero del año 2019, pero en el mes de marzo del año 2020 hay una caída en los valores de la variable cantidad total de turistas, que pudiera ser efecto de la pandemia Covid-19. Las líneas de color rojo, se refieren a las predicciones dadas por el Modelo Madrid (línea central) y los límites de confianza del 95% para cada predicción (líneas punteadas). Ambas líneas están muy cercanas (verdadera y predicha), a excepción de la separación observada entre febrero-marzo de la línea predicha con la línea verdadera. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 2012-2018, a excepción de lo ocurrido por efecto del Covid-19, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo Madrid.

A continuación, los valores verdaderos y predichos mediante el Modelo Madrid (Y_t^M), así como la diferencia entre lo observado y lo esperado, cuya magnitud en cantidad absoluta de turistas es parte del efecto Covid-19 (Tabla 9).

Tabla 9. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo Madrid (Y_t^M) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor		IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	873.095	885.121	849.097	921.146
Febrero	2019	922.651	955.282	910.465	1.000.099
Marzo	2019	1.079.289	1.053.014	1.005.365	1.100.663
Abril	2019	1.065.508	1.102.596	1.049.464	1.155.728
Mayo	2019	1.172.955	1.156.401	1.095.988	1.216.815
Junio	2019	1.159.104	1.139.639	1.065.878	1.213.399
Julio	2019	1.094.895	1.093.589	1.014.965	1.172.214
Agosto	2019	937.092	991.692	906.867	1.076.517
Septiembre	2019	1.076.085	1.140.699	1.048.033	1.233.365
Octubre	2019	1.175.706	1.185.471	1.088.176	1.282.766
Noviembre	2019	1.046.766	1.021.651	918.952	1.124.350
Diciembre	2019	1.011.377	1.001.546	893.086	1.110.006
Enero	2020	935.343	906.465	793.631	1.019.299
Febrero	2020	965.013	946.809	829.212	1.064.406
Marzo	2020	0.000	1.054.434	932.092	1.176.776

Fuente: Elaboración propia del Autor

En la Tabla 9, se puede apreciar la cantidad de turistas observada y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en algunas comunidades, particularmente en la industria hotelera de Madrid, debido a que la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente, esto es, cada mes del primer trimestre del año 2020 se recibían menos turistas de los esperados en comparación con el primer trimestre del año 2019. Así, la diferencia en relación al mes de enero del año 2020 fue de 28878 turistas, para el mes de febrero fue de 18.204 turistas y para el mes de marzo fue de 1.054.434 turistas. Estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de Madrid.

4.2.1.4 Modelo viajeros total en España (Y_t^E)

a. Identificación del modelo Y_t^E

Para la variable llegada total de turistas hacia la industria hotelera de toda España, se observa una tendencia en forma creciente y la variación de la estacionalidad en ciclos anuales, lo que implica que la media y la varianza se incrementan proporcionalmente con el tiempo, teniendo como consecuencia que la serie de tiempo sea no estacionaria (Figura 32).

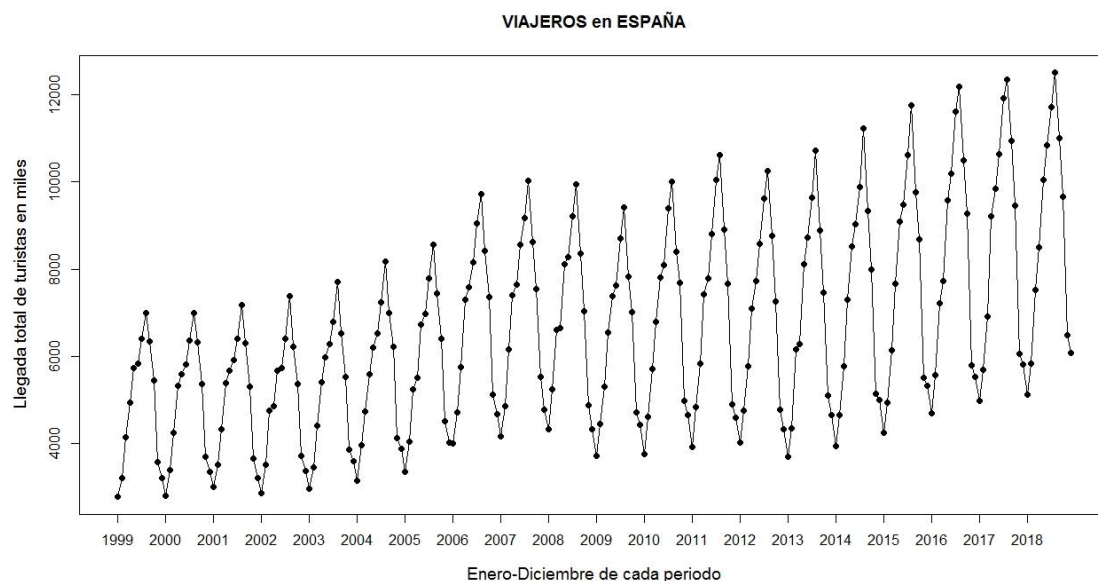


Figura 32. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de España de enero 2012 – diciembre 2018 (EOH, 2020)

Sin embargo, aplicando la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA) se tiene que la serie de tiempo es estacionaria ($DFA = -9,932$; $p < 0,01$), indicando que, la cantidad total media de turistas que llegan a los hoteles de España mensualmente durante cada periodo de tiempo (1999-2018) son similares, así como su variabilidad, esto es, la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 1999 es similar a la cantidad total media de turistas recibidos en enero del año 2000, y así sucesivamente durante el mes de enero (y el resto de los meses) de cada periodo de tiempo considerado. Sin embargo, como se ha indicado para los modelos anteriores, este método estadístico tiene algunas desventajas.

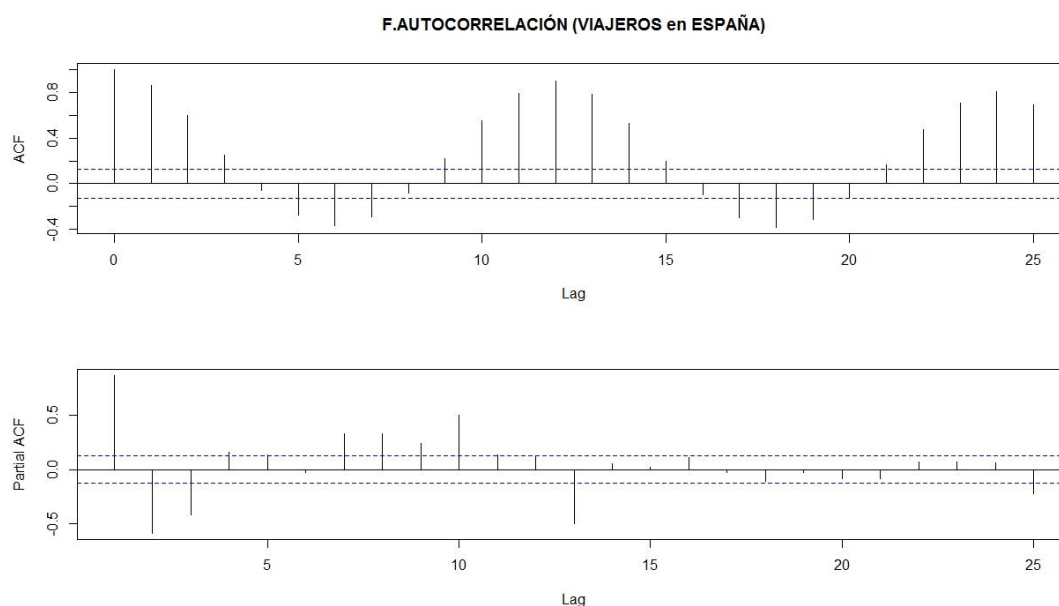


Figura 33: Funciones de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia España (EOH, 2020)

Los correlogramas, para las funciones de autocorrelación (ACF) y autocorrelación parcial (PACF), determinan la no estacionariedad de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia España. El gráfico superior de la Figura 33, describe el efecto de estacionalidad de la serie de tiempo y el inferior muestra que se tienen algunos coeficientes de autocorrelación estadísticamente significativos para los retardos 1,2,3,7,8,9,10 y 13.

Como se tiene el efecto estacional sobre la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de España, la serie de tiempo original (X_t^E) se descompone en una componente estacional (S_t^E), una componente de tendencia y la parte residual. Sea $\tilde{X}_t^E = X_t^E - S_t^E$, la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad para la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de España. La Figura 34 es la serie sin estacionalidad $\tilde{X}_t^E$ durante el periodo 1999-2018.

Siguiendo con base en la serie de tiempo sin el efecto de estacionalidad de la variable llegada total de turistas hacia los hoteles de España, las funciones de autocorrelación muestral y parcial de la serie de tiempo transformada, $\tilde{X}_t^E$, son significativamente menores que los de la serie de tiempo original, X_t^E , aunque aplicando nuevamente la prueba de Dickey-Fuller Aumentada se obtiene que la serie de tiempo transformada aún sigue siendo no estacionaria (DFA = -3,33; $p = 0,067 > 0,05$), lo que hace necesaria una segunda (DFA = -3,69; $p = 0,078 > 0,05$) y posteriormente una tercera diferenciación sobre la serie de tiempo no estacionaria $\tilde{X}_t^E$, obteniendo que la serie de tiempo sin estacionalidad en tercera diferencia es estacionaria (DFA = -8,58; $p < 0,01$).

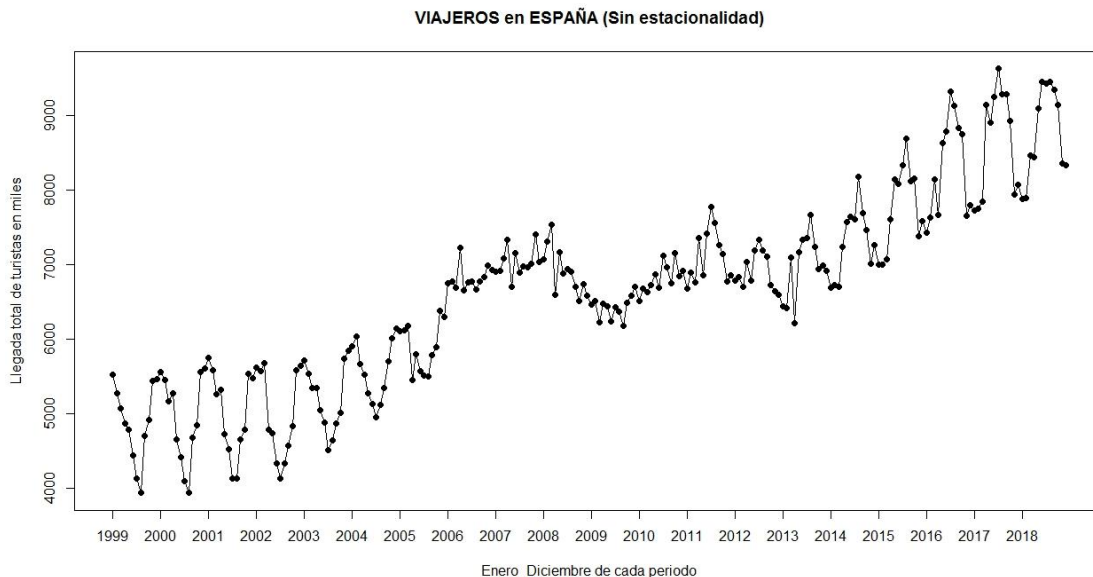


Figura 34. Serie de tiempo de la llegada mensual total de turistas hacia hoteles de España (sin estacionalidad) de enero 1999 a diciembre 2018 (EOH, 2020)

En las funciones de autocorrelación (Figura 35), se tiene que después del tercer retardo todos sus coeficientes son menores estrictos a 0,5, lo que indica que se puede proponer un modelo ARIMA($p, 3, q$), como el modelo apropiado para la serie de tiempo sin estacionalidad del total de viajeros en España, $\tilde{X}_t^E$.

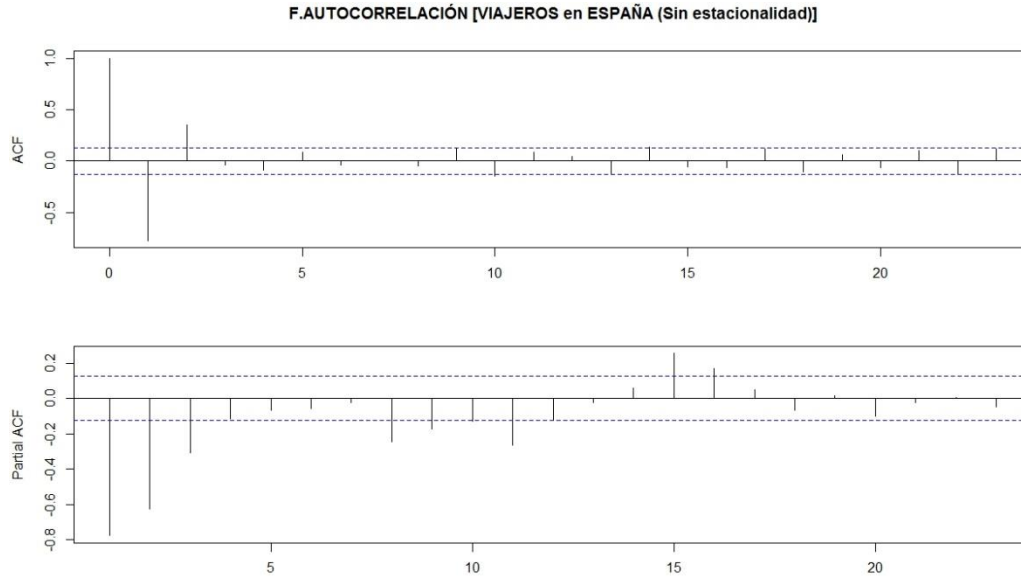


Figura 35. Función de autocorrelación de la serie de tiempo llegada total de turistas hacia España de enero 1999 a diciembre 2018 (sin estacionalidad en tercera diferencia)

b. Estimación de los parámetros del modelo Y_t^E

Con base en los resultados anteriores, se propone que un modelo ARIMA($p, 3, q$) puede ser el apropiado para la serie de tiempo sin estacionalidad, $\tilde{X}_t^E$. Como los órdenes de p y q son desconocidos, se ajustó un conjunto de modelos ARIMA($p, 3, q$) para serie de tiempo $\tilde{X}_t^E$ calculando para cada modelo propuesto los AIC respectivos, para elegir el menor de todos. Este proceso se llevó a cabo mediante el uso de la librería “tseries” de R, obteniendo un modelo con el mínimo AIC (AIC = 3.321,00) que es ARIMA($p, 3, q$) con $p = 7$ y $q = 9$, denominado Modelo España, Y_t^E . Así, se ajustó un modelo ARIMA(7, 3, 9) para la serie de tiempo $\tilde{X}_t^E$ con la siguiente estructura:

$$Y_t^E = \tilde{X}_t^E - 3\tilde{X}_{t-1}^M + 3\tilde{X}_{t-2}^M - \tilde{X}_{t-3}^M$$

$$Y_t^E = -0,56_{(0,47)}Y_{t-1}^E + 0,57_{(0,22)}Y_{t-2}^E + 0,73_{(0,29)}Y_{t-3}^E - 0,42_{(0,26)}Y_{t-4}^E$$

$$- 1,08_{(0,21)}Y_{t-5}^E - 0,16_{(0,48)}Y_{t-6}^E + 0,12_{(0,11)}Y_{t-7}^E + Z_t^E$$

$$\begin{aligned}
& - 2,02_{(0,48)}Z_{t-1}^E + 0,39_{(1,03)}Z_{t-2}^E + 0,99_{(0,39)}Z_{t-3}^E + 0,59_{(0,57)}Z_{t-4}^E \\
& - 0,92_{(0,24)}Z_{t-5}^E - 1,15_{(0,39)}Z_{t-6}^E + 1,46_{(0,68)}Z_{t-7}^E - 0,19_{(0,33)}Z_{t-8}^E \\
& - 0,16_{(0,24)}Z_{t-9}^E
\end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^E siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 55.747$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^E \sim N(0; 55.747)$) y los subíndices son los errores estándar de cada parámetro estimado.

c. Diagnóstico de los residuos mediante el modelo Y_t^E

El diagnóstico de los residuos se realizó a partir del modelo ajustado para determinar si este es el modelo adecuado. Este proceso se llevó a cabo mediante los valores estandarizados $\hat{Z}_t^E$, la función de autocorrelación de los valores $\hat{Z}_t^E$ y los valores p del estadístico de Ljung-Box, obteniendo la Figura 36.

Los residuos estandarizados del modelo ajustado, Y_t^E , giran en torno a cero, indicando que estos son completamente aleatorios. Además, la prueba de Box-Pierce da un estadístico de Chi-cuadrado con un grado de libertad igual a 0,0009 con un valor p igual a 0,9764 ($p > 0,05$), mostrando que el modelo ajustado Y_t^E es el apropiado para estos datos en particular, llegada total de turistas hacia los hoteles de España. Por otro lado, se tienen los valores p a partir del estadístico Ljung-Box (gráfico inferior), mostrando que el modelo Y_t^E tiene un alto poder predictivo para todos los meses del año, debido a que en su mayoría estos son valores con altas probabilidades que superan el valor 0,80.

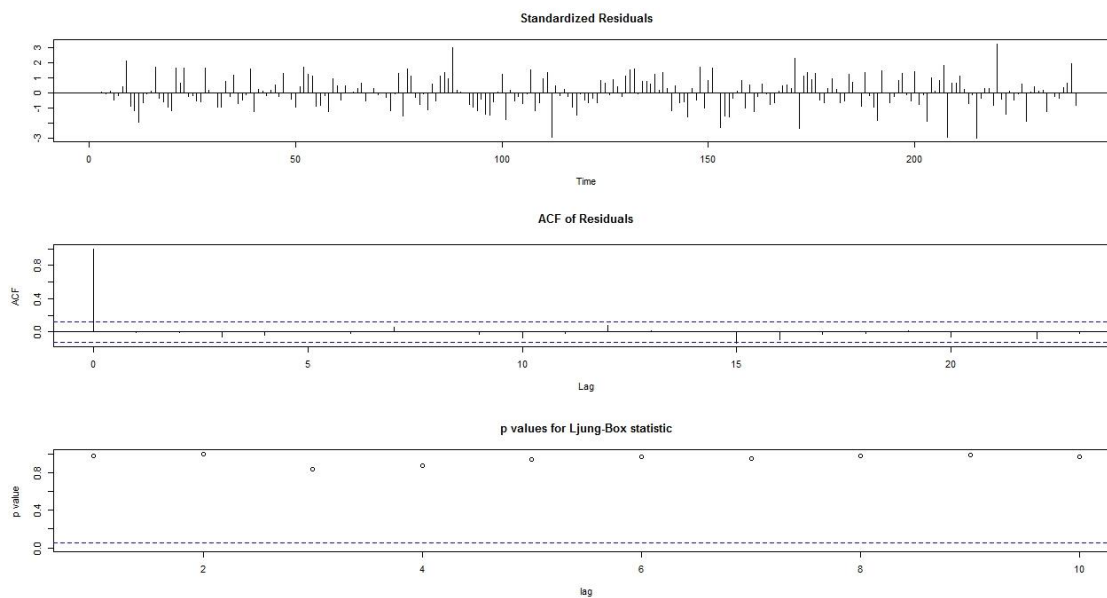


Figura 36. Serie de los residuos estandarizados del Modelo España (Superior), función de autocorrelación de los residuos (Central) y valores p para el estadístico Ljung-Box (Inferior)

d. Predicciones a partir del modelo Y_t^E

Mediante la aplicación del Modelo España, Y_t^E , se obtienen las predicciones correspondientes a los años 2019 y 2020 (primer trimestre), en relación con la variable llegada total de turistas tanto residenciados en España como de turistas residenciados en el extranjero hacia la comunidad hotelera de España en forma general. Este modelo se usa para predecir los valores correspondientes a los meses de enero-diciembre del año 2019 y los meses de enero-marzo del año 2020, incluso, el modelo puede predecir lo que se esperaba para los meses de enero-diciembre del año 2020 bajo el supuesto de ausencia de la pandemia Covid-19. A continuación, las predicciones e intervalos de confianza del 95% para la serie de tiempo sin estacionalidad $\tilde{X}_t^E$, con base en los periodos anteriores 1999-2018 (Figura 37 y Tabla 10).

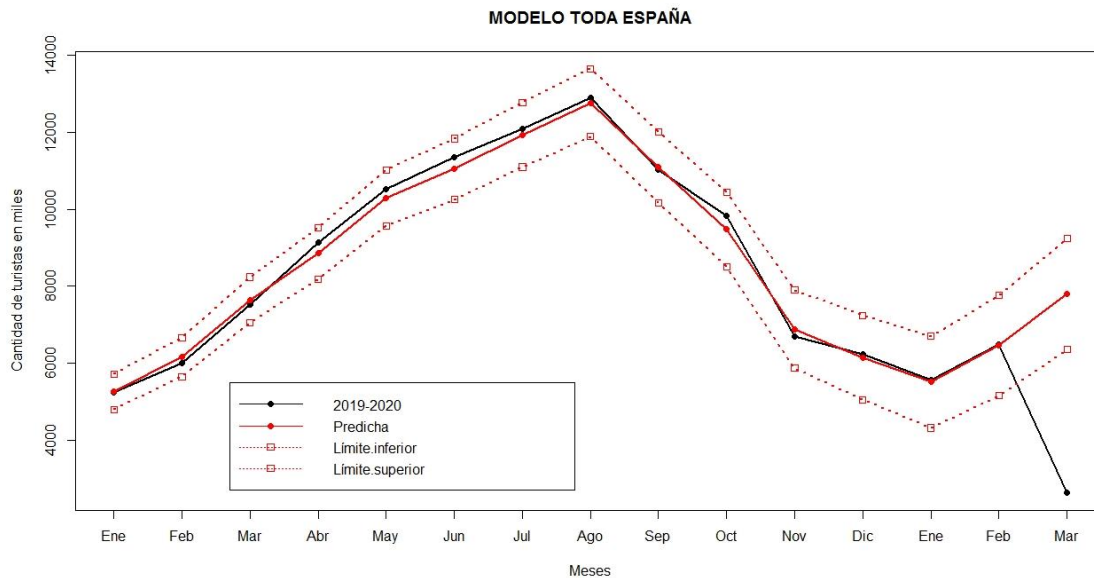


Figura 37. Cantidad de turistas verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España

El Modelo España capta el efecto de estacionalidad observado en los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 2012-2018. La línea de color negro representa los valores verdaderos de la cantidad de turistas que llegaron a los hoteles de toda España durante enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020. Se mantiene el comportamiento de estacionalidad de la serie de tiempo original, debido a un crecimiento durante los primeros meses del año alcanzando su máximo en el mes de agosto de cada periodo de tiempo. Para el año 2020, la llegada de turistas en febrero fue mayor que en enero, similar como ocurrió para estos mismos meses durante el año 2019, pero en el mes de marzo del año 2020 hay una caída en los valores de la variable cantidad total de turistas, que pudiera ser efecto de la pandemia Covid-19. Las líneas de color rojo, se refieren a las predicciones dadas por el Modelo España (línea central) y los límites de confianza del 95% para cada predicción (líneas punteadas). Ambas líneas están muy cercanas (verdadera y predicha), a excepción de la separación observada entre febrero-marzo de la línea predicha con la línea verdadera. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos

2012-2018, a excepción de lo ocurrido por efecto del Covid-19 durante el mes de marzo, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo España.

A continuación, los valores verdaderos y predichos mediante el Modelo España (Y_t^E), así como la diferencia entre lo observado y lo esperado, cuya magnitud en cantidad absoluta de turistas es parte del efecto Covid-19.

En la Tabla 10, se puede apreciar la cantidad de turistas observada y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en la industria hotelera de toda España, debido a que la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente, esto es, cada mes del primer trimestre del año 2020 se recibían menos turistas de los esperados en comparación con el primer trimestre del año 2019. Así, la diferencia en relación al mes de enero del año 2020 fue de 58068 turistas, para el mes de febrero fue de 16.220 turistas y para el mes de marzo fue de 5.168.560 turistas. Estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de toda España.

Tabla 10. Cantidad de turistas observados y predichos mediante el Modelo España (Y_t^E) durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	5.251.558	5.260.604	4.796.874	5.724.335
Febrero	2019	6.011.298	6.159.199	5.655.648	6.662.750
Marzo	2019	7.534.311	7.648.397	7.055.911	8.240.883
Abril	2019	9.138.989	8.854.792	8.189.961	9.519.623
Mayo	2019	10.509.949	10.292.671	9.564.921	11.020.422
Junio	2019	11.344.295	11.041.569	10.247.581	11.835.557
Julio	2019	12.097.381	11.936.762	11.096.493	12.777.031
Agosto	2019	12.893.366	12.767.181	11.886.730	13.647.633
Septiembre	2019	11.020.402	11.091.927	10.170.809	12.013.046
Octubre	2019	9.821.821	9.477.269	8.511.529	10.443.010

Noviembre	2019	6.696.762	6.887.235	5.870.726	7.903.745
Diciembre	2019	6.241.550	6.147.540	5.049.952	7.245.127
Enero	2020	5.570.235	5.512.167	4.323.131	6.701.203
Febrero	2020	6.477.431	6.461.211	5.156.613	7.765.809
Marzo	2020	2.628.654	7.797.214	6.360.657	9.233.771

Fuente: Elaboración propia del Autor

4.2.2 Serie de Tiempo de la variable pernотaciones total

En este caso se muestran los resultados correspondientes a la variable pernотaciones total, que consiste en la sumatoria de las pernотaciones de los turistas residentes en España y de las pernотaciones de turistas residentes en el extranjero.

Mediante la aplicación de la metodología de Box y Jenkins, considerando los mismos criterios usados para la variable total de viajeros, se obtuvieron los modelos de series de tiempo para cada comunidad y sus respectivas predicciones mediante los mejores modelos obtenidos a través de los criterios del estadístico AIC. Para la construcción de los modelos cada valor de la variable pernотaciones total está dividida por 1.000.000 y se mantiene el formato, coeficiente (error estándar) estimado mostrado en los modelos anteriores.

A continuación, las series de tiempo en función de la variable pernотación total, medida en millones de turistas.

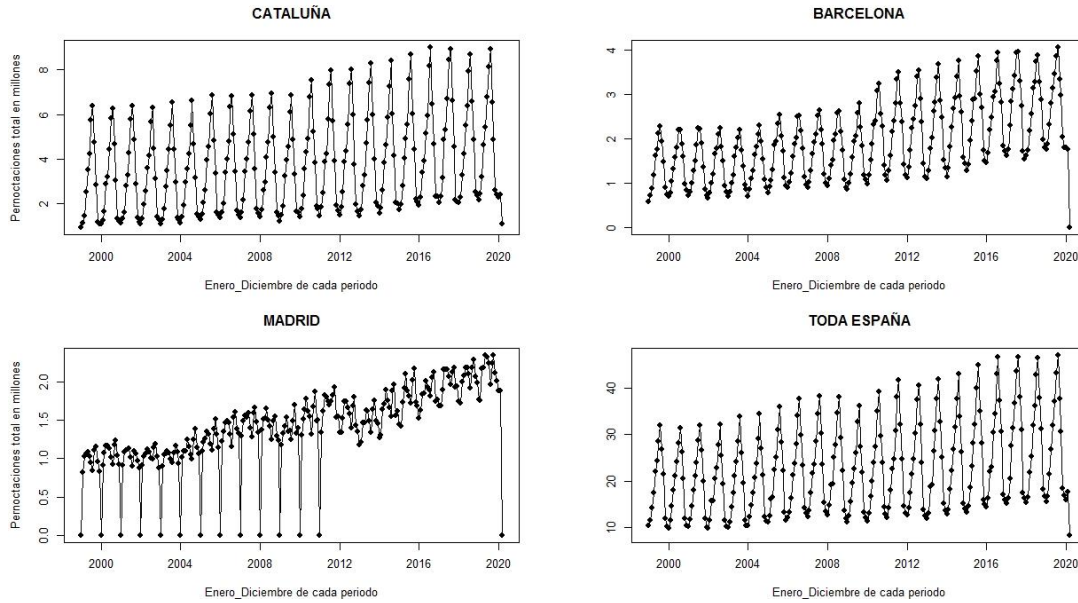


Figura 38. Series de tiempo de la variable pernoctaciones total de turistas en los hoteles de las diferentes comunidades de España

El comportamiento de la variable pernoctaciones total, para cada comunidad considerada y España en forma general, es muy similar a los mostrados en la Figura 13, para la variable viajeros total. En cada comunidad y España en forma general, en el último periodo de seguimiento correspondiente al primer trimestre del año 2020, se tiene una caída en relación con las pernoctaciones total de turistas tanto residenciados en España como de residenciados en el extranjero, cuyo comportamiento puede deberse al efecto Covid-19.

4.2.2.1 Modelo pernoctaciones total en Cataluña (Y_t^{PC})

En este caso, con base en los criterios de la metodología Box-Jenkins se obtuvo el siguiente modelo ARIMA(3,1,3), con base en el periodo 1999-2018,

$$\begin{aligned}
 Y_t^{PC} &= \tilde{X}_t^{PC} - \tilde{X}_{t-1}^{PC} \\
 &= 1,45_{(0,11)} Y_{t-1}^{PC} - 0,50_{(0,19)} Y_{t-2}^{PC} - 0,27_{(0,11)} Y_{t-3}^{PC} + Z_t^{PC} \\
 &\quad - 2,14_{(0,11)} Z_{t-1}^{PC} + 1,56_{(0,21)} Z_{t-2}^{PC} - 0,34_{(0,12)} Z_{t-3}^{PC}
 \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{PC} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 0,034$) o proceso de ruido blanco

$(Z_t^{PC} \sim N(0; 0,034))$. Con respecto a las predicciones de la variable pernотaciones total en los hoteles de Cataluña, para el año 2019 y primer trimestre del año 2020, se tiene que,

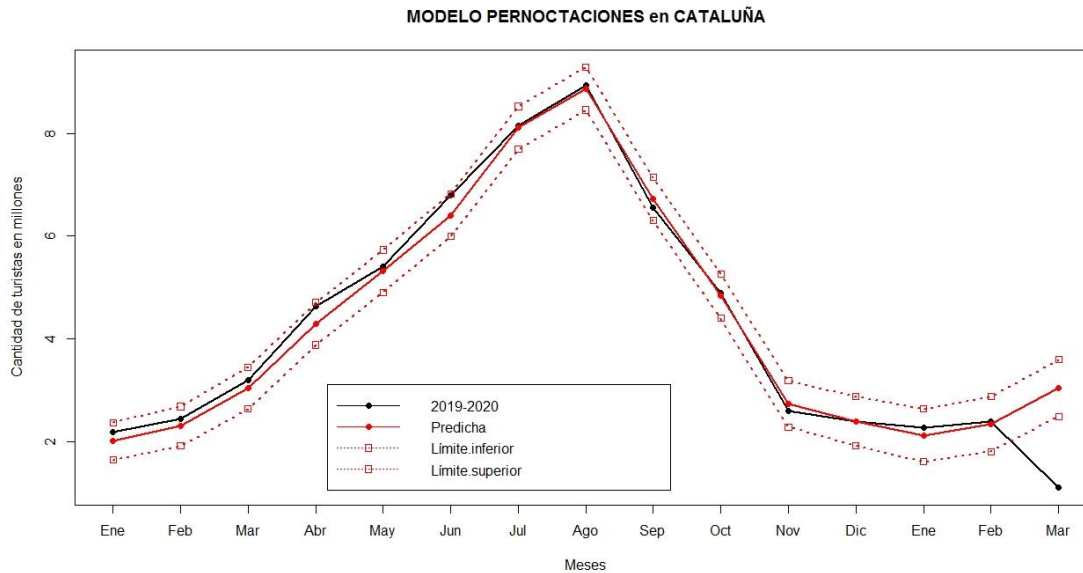


Figura 39. Cantidad de pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda Cataluña

El Modelo Pernотaciones en Cataluña, capta el efecto de estacionalidad de los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 1999-2018 (línea color rojo). La línea de color negro son los valores observados de las pernотaciones total en los hoteles de Cataluña durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Ambas líneas mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2020, produciéndose una caída para el mes de marzo del año 2020 debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 1999-2018, a excepción de lo ocurrido por efecto del Covid-19 durante el mes de marzo, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo Pernотaciones en Cataluña.

En la Tabla 11, se pueden apreciar las pernотaciones observadas de turistas y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener

efecto en la industria hotelera de toda España. Además, la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente sólo para el mes de marzo del año 2020, teniendo para los meses de enero y febrero del mismo año una cantidad total de pernoctaciones por encima de lo esperado. Así, en relación al mes de enero del año 2020, hubo 144.258 pernoctaciones adicionales a las esperadas, para el mes de febrero fue de 16.220 pernoctaciones adicionales a las esperadas, que, aunque fueron cantidades superiores a lo esperado, estos valores ya marcaban un 88,8% de menos pernoctaciones totales con respecto al mes anterior, y para el mes de marzo del año 2020 si se observó una diferencia en relación con la cantidad total esperada de pernoctaciones de casi dos millones (1.941.328), lo que pudiera deberse a la presencia de la pandemia Covid-19. Por otro lado, estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de Cataluña en función de la variable pernoctaciones total.

Tabla 11. Pernoctaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PC} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	2.179.437	2.010.349	1.646.734	2.373.965
Febrero	2019	2.452.976	2.302.291	1.921.212	2.683.370
Marzo	2019	3.196.073	3.046.865	2.641.252	3.452.477
Abril	2019	4.639.616	4.296.384	3.883.657	4.709.111
Mayo	2019	5.411.223	5.318.207	4.903.494	5.732.920
Junio	2019	6.795.426	6.407.013	5.992.093	6.821.933
Julio	2019	8.151.022	8.107.267	7.692.270	8.522.264
Agosto	2019	8.938.433	8.871.688	8.456.003	9.287.373
Septiembre	2019	6.551.489	6.724.822	6.305.248	7.144.395
Octubre	2019	4.888.340	4.835.757	4.404.789	5.266.725
Noviembre	2019	2.594.553	2.735.317	2.282.844	3.187.790
Diciembre	2019	2.394.465	2.397.350	1.915.590	2.879.110
Enero	2020	2.267.461	2.123.203	1.610.775	2.635.631
Febrero	2020	2.394.525	2.342.563	1.804.655	2.880.471
Marzo	2020	1.101.240	3.042.568	2.487.842	3.597.293

Fuente: Elaboración propia del Autor.

4.2.2.2 Modelo pernотaciones total en Barcelona (Y_t^{PB})

Con respecto a la variable pernотaciones total de la industria hotelera de la comunidad de Barcelona, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 1999-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins. Además, para este caso particular se consideró como variable dependiente, el logaritmo neperiano de las pernотaciones totales divididas entre un millón, de tal manera de garantizar un modelo eficiente, obteniendo el siguiente modelo ARIMA(4,1,5),

$$\begin{aligned}
 Y_t^{PB} &= \tilde{X}_t^{PB} - \tilde{X}_{t-1}^{PB} \\
 &= 0,70_{(0,03)} Y_{t-1}^{PB} - 0,17_{(0,02)} Y_{t-2}^{PB} + 0,70_{(0,02)} Y_{t-3}^{PB} - 0,97_{(0,02)} Y_{t-4}^{PB} \\
 &\quad + Z_t^{PB} - 1,07_{(0,07)} Z_{t-1}^{PB} + 0,44_{(0,06)} Z_{t-2}^{PB} - 0,87_{(0,03)} Z_{t-3}^{PB} \\
 &\quad + 1,20_{(0,06)} Z_{t-4}^{PB} - 0,34_{(0,07)} Z_{t-5}^{PB}
 \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{PB} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 0,002$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{PB} \sim N(0; 0,002)$). Con respecto a las predicciones de la variable pernотaciones total en los hoteles de Barcelona, para el año 2019 y primer trimestre del año 2020, se tiene que,

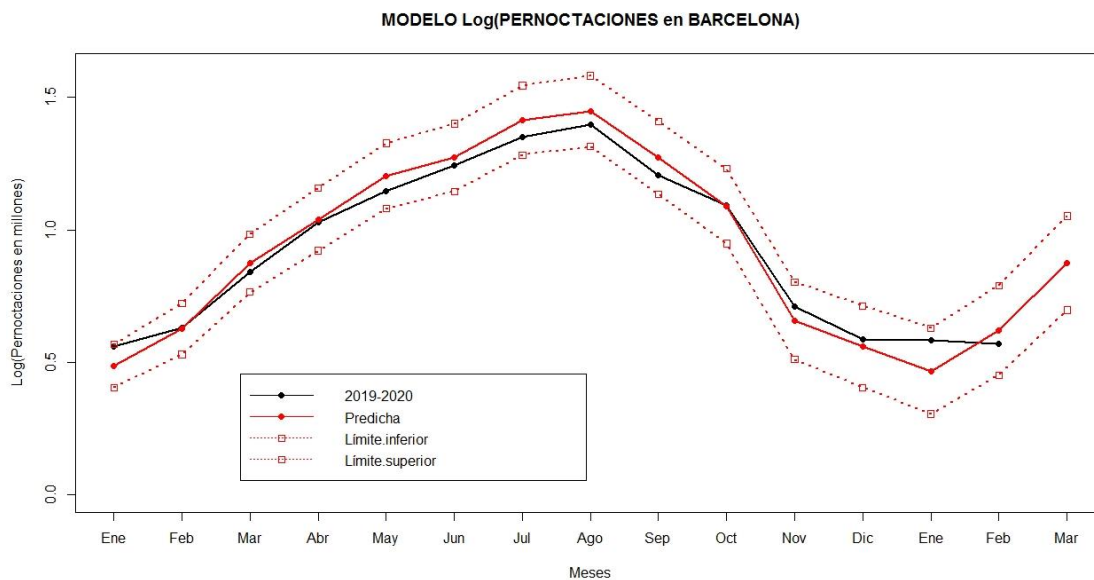


Figura 40. Logaritmo de las pernoctaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona

El Modelo logaritmo de las Pernoctaciones en Barcelona, capta el efecto de estacionalidad de los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 1999-2018 (línea color rojo). La línea de color negro son los valores observados del logaritmo de las pernoctaciones total en los hoteles de Barcelona durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Ambas líneas mantienen la misma tendencia hasta diciembre del año 2019, produciéndose diferentes tendencias durante el primer trimestre del año 2020, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 1999-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo logaritmo de las Pernoctaciones totales en Barcelona.

En la Tabla 12, se pueden apreciar las pernoctaciones observadas de turistas y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020, mediante los valores transformados de la forma e^x , donde e es la base del logaritmo neperiano y x es el valor del logaritmo. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en la industria hotelera de toda España. Además, la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente para los meses de febrero y marzo del año 2020, teniendo para el mes de enero del mismo año una cantidad total de pernoctaciones por encima de lo esperado (100.209 turistas adicionales a los esperados). Así, en relación al mes de febrero del año 2020, hubo una disminución de 89.046 pernoctaciones en relación con las esperadas, para el mes de marzo la diferencia supero los dos millones de pernoctaciones, este valor se ubicó en 2.258.991 pernoctaciones que no fueron recibidas en el mes de marzo del año 2020, lo que pudiera deberse a la presencia de la pandemia Covid-19. Por otro lado, estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de Barcelona en función de la variable pernoctaciones total.

Tabla 12. Pernotaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PB} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	1.752.316	1.680.528	1.504.252	1.856.803
Febrero	2019	1.876.090	1.846.969	1.644.570	2.049.368
Marzo	2019	2.318.297	2.267.076	2.044.606	2.489.545
Abril	2019	2.800.106	2.642.976	2.407.150	2.878.802
Mayo	2019	3.144.447	3.155.859	2.914.672	3.397.046
Junio	2019	3.467.151	3.360.053	3.114.812	3.605.293
Julio	2019	3.862.141	3.860.434	3.614.075	4.106.793
Agosto	2019	4.049.501	3.986.175	3.737.857	4.234.493
Septiembre	2019	3.345.842	3.340.646	3.089.632	3.591.659
Octubre	2019	2.980.037	2.891.582	2.635.512	3.147.651
Noviembre	2019	2.037.107	2.006.741	1.739.529	2.273.953
Diciembre	2019	1.796.580	1.803.981	1.524.168	2.083.793
Enero	2020	1.792.733	1.692.524	1.394.179	1.990.868
Febrero	2020	1.768.271	1.857.317	1.543.750	2.170.884
Marzo	2020	0.000	2.258.991	1.932.105	2.585.877

Fuente: Elaboración propia del Autor.

Y el modelo Pernotaciones en Barcelona sin logaritmos es,

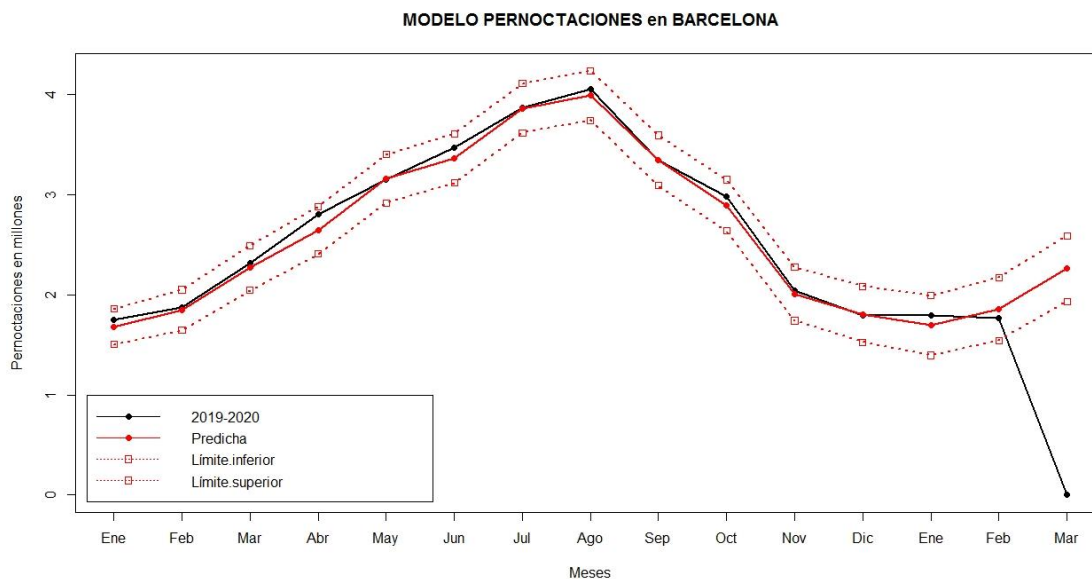


Figura 41. Pernotaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95%

4.2.2.3 Modelo pernотaciones total en Madrid (Y_t^{PM})

Con respecto a la variable pernотaciones total de la industria hotelera de la comunidad de Madrid, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 2012-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins, obteniendo el siguiente modelo ARIMA(3,1,2),

$$\begin{aligned} Y_t^{PM} &= \tilde{X}_t^{PM} - \tilde{X}_{t-1}^{PM} \\ &= 0,54_{(0,13)} Y_{t-1}^{PM} - 0,70_{(0,10)} Y_{t-2}^{PM} + 0,22_{(0,14)} Y_{t-3}^{PM} + Z_t^{PM} \\ &\quad - 1,07_{(0,07)} Z_{t-1}^{PM} + 0,91_{(0,07)} Z_{t-2}^{PM} \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{PM} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 0,0024$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{PM} \sim N(0; 0,0024)$). Con respecto a las predicciones de la variable pernотaciones total en los hoteles de Madrid, para el año 2019 y primer trimestre del año 2020, se tiene que,

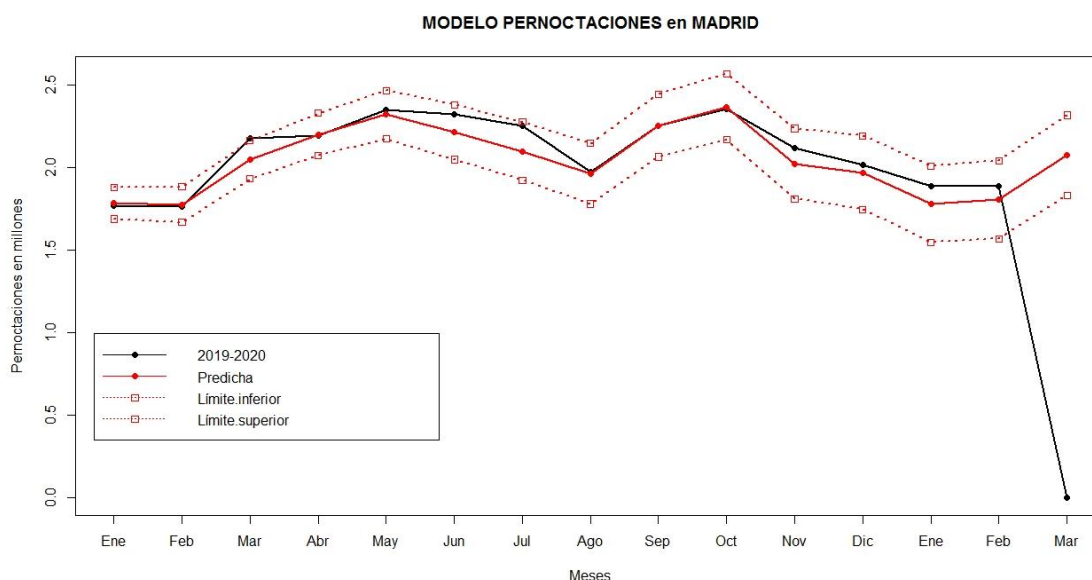


Figura 42. Logaritmo de las pernотaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Barcelona

El Modelo de las Pernотaciones en Madrid, capta el efecto de estacionalidad de los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 2012-2018 (línea color

rojo). La línea de color negro son los valores observados del logaritmo de las pernoctaciones total en los hoteles de Madrid durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Ambas líneas mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2020, produciéndose una tendencia diferente durante el mes de marzo del año 2020, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 2012-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo logaritmo de las Pernoctaciones totales en Madrid.

En la Tabla 13, se pueden apreciar las pernoctaciones observadas de turistas y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en la industria hotelera de toda España. Además, la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente sólo para el mes de febrero del año 2020, teniendo para el mes de enero y febrero del mismo año una cantidad total de pernoctaciones por encima de lo esperado. Así, en relación al mes de febrero del año 2020, hubo un incremento de 107.599 pernoctaciones en relación con las esperadas y para el mes de marzo, fue de 83.542 pernoctaciones por encima de lo esperado. Sin embargo, fue una menor cantidad de pernoctaciones en relación al mes de enero del año 2020, que está indicado por una disminución del 22,4% de las pernoctaciones recibidas durante este periodo de tiempo, y con respecto al mes de marzo del año 2020 la diferencia de las pernoctaciones esperadas supera los dos millones (2.072.618), lo que pudiera deberse a la presencia de la pandemia Covid-19. Por otro lado, estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de Madrid en función de la variable pernoctaciones total.

Tabla 13. Pernoctaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PM} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	1.769.846	1.783.731	1.687.678	1.879.784
Febrero	2019	1.762.240	1.774.047	1.666.565	1.881.529
Marzo	2019	2.176.778	2.045.857	1.930.080	2.161.633
Abril	2019	2.192.962	2.199.663	2.072.582	2.326.744
Mayo	2019	2.347.283	2.318.364	2.172.485	2.464.243
Junio	2019	2.322.614	2.212.170	2.047.385	2.376.955
Julio	2019	2.250.174	2.097.745	1.921.018	2.274.471
Agosto	2019	1.972.833	1.961.783	1.778.330	2.145.237
Septiembre	2019	2.249.756	2.252.745	2.062.829	2.442.661
Octubre	2019	2.353.093	2.365.707	2.165.896	2.565.517
Noviembre	2019	2.118.044	2.022.483	1.809.958	2.235.007
Diciembre	2019	2.016.728	1.967.410	1.743.981	2.190.838
Enero	2020	1.885.467	1.777.868	1.547.276	2.008.459
Febrero	2020	1.887.311	1.803.769	1.567.665	2.039.874
Marzo	2020	0.000	2.072.618	1.829.871	2.315.365

Fuente: Elaboración propia del Autor.

4.2.2.4 Modelo pernoctaciones total en España (Y_t^{PE})

Con respecto a la variable pernoctaciones total de la industria hotelera de la comunidad de toda España, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 1999-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins, obteniendo el siguiente modelo ARIMA(4,1,4),

$$\begin{aligned}
 Y_t^{PE} &= \tilde{X}_t^{PE} - \tilde{X}_{t-1}^{PE} \\
 &= 2,57_{(0,11)} Y_{t-1}^{PE} - 2,77_{(0,25)} Y_{t-2}^{PE} + 1,39_{(0,25)} Y_{t-3}^{PE} - 0,31_{(0,11)} Y_{t-4}^{PE} \\
 &\quad + Z_t^{PE} - 3,15_{(0,08)} Z_{t-1}^{PE} + 4,14_{(0,21)} Z_{t-2}^{PE} - 2,65_{(0,08)} Z_{t-3}^{PE} \\
 &\quad + 0,71_{(0,08)} Z_{t-4}^{PE}
 \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{PE} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 0,7296$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{PE} \sim N(0; 0,7296)$). Con respecto a las predicciones de la variable pernoctaciones

total en los hoteles de toda España, para el año 2019 y primer trimestre del año 2020, se tiene que,

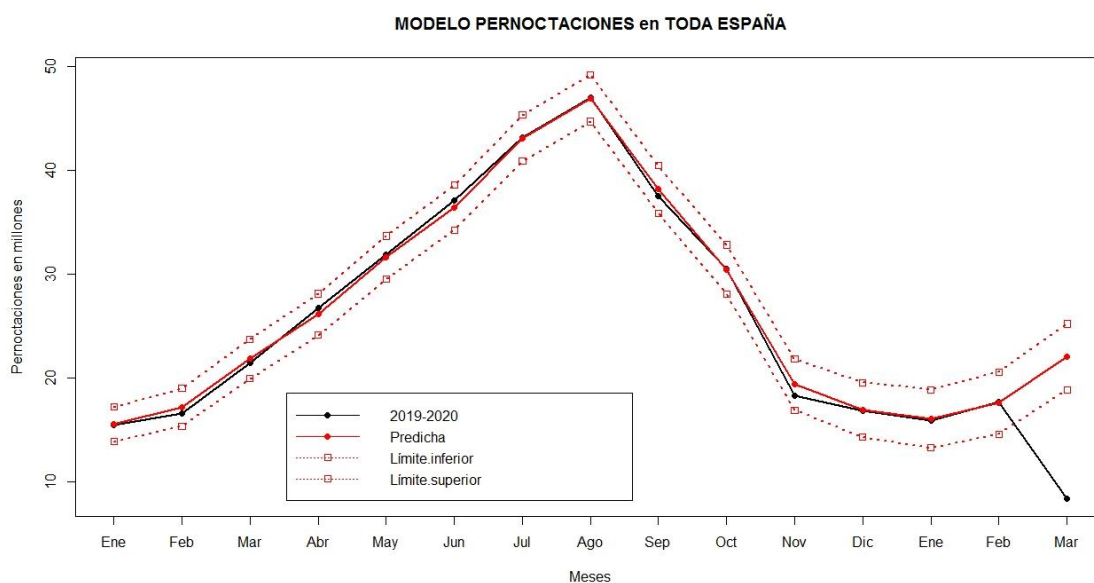


Figura 43. Pernoctaciones verdadera y predicha con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España

El Modelo Pernoctaciones en toda España, capta el efecto de estacionalidad de los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 1999-2018 (línea color rojo). La línea de color negro son los valores observados de las pernoctaciones total en los hoteles de toda España durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Ambas líneas mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2019, produciéndose una tendencia diferente durante el mes de marzo del año 2020, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 1999-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo Pernoctaciones totales en toda España.

En la Tabla 14, se pueden apreciar las pernoctaciones observadas de turistas y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en la industria hotelera de toda España. Además, la diferencia entre valores reales y predichos por el modelo es decreciente para los meses de enero y marzo

del año 2020, teniendo para el mes de febrero del mismo año una cantidad total de pernoctaciones por encima de lo esperado (100.772 pernoctaciones adicionales a las esperados). Así, en relación al mes de enero del año 2020, hubo una disminución de 140.963 pernoctaciones en relación con las esperadas, para el mes de marzo la diferencia fue de 13.701.025, lo que pudiera deberse a la presencia de la pandemia Covid-19. Por otro lado, estos valores absolutos representan la magnitud de la pérdida económica de la industria hotelera de toda España en función de la variable pernoctaciones total.

Tabla 14. Pernoctaciones observadas y predichas mediante el Modelo Y_t^{PE} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor Verdadero	Valor Predicho	IC del 95%	
Enero	2019	15.506.154	15.569.900	13.895.740	17.244.050
Febrero	2019	16.589.486	17.203.300	15.384.100	19.022.490
Marzo	2019	21.520.914	21.872.140	19.977.700	23.766.570
Abril	2019	26.808.982	26.151.890	24.163.760	28.140.020
Mayo	2019	31.905.788	31.614.590	29.526.020	33.703.150
Junio	2019	37.102.583	36.437.550	34.271.060	38.604.040
Julio	2019	43.205.627	43.121.410	40.904.490	45.338.330
Agosto	2019	46.998.612	46.964.680	44.711.400	49.217.960
Septiembre	2019	37.551.418	38.191.160	35.898.470	40.483.850
Octubre	2019	30.508.159	30.480.930	28.126.870	32.835.000
Noviembre	2019	18.345.499	19.393.020	16.936.060	21.849.980
Diciembre	2019	16.906.376	16.950.390	14.339.980	19.560.800
Enero	2020	15.959.217	16.100.180	13.298.350	18.902.010
Febrero	2020	17.710.222	17.609.450	14.608.630	20.610.270
Marzo	2020	8.369.465	22.070.490	18.895.370	25.245.610

Fuente: Elaboración propia del Autor.

4.2.3 Series de tiempo de la variable ingreso total

De acuerdo a la Encuesta de Ocupación Hotelera (EOH) del INE (2020), se tiene información del gasto total de los turistas tanto residenciados en España como de los turistas residenciados en el extranjero, en los diferentes hoteles de las diferentes comunidades españolas. Esta variable se traduce como el ingreso total del hotel para cada una de las comunidades consideradas. Sin embargo, cabe mencionar

que en la EOH no estaba procesada la información correspondiente a la comunidad de Barcelona para el momento en que se ejecutó el análisis de estos datos.

Siguiendo con la misma metodología estadística de Box-Jenkins, aplicada en la obtención de los modelos vistos anteriormente, se obtuvieron los modelos de series de tiempo para cada comunidad y sus respectivas predicciones mediante los mejores modelos obtenidos a través de los criterios del estadístico AIC. A continuación, las series de tiempo en función de la variable ingreso total, medida en millones de euros (Figura 44).

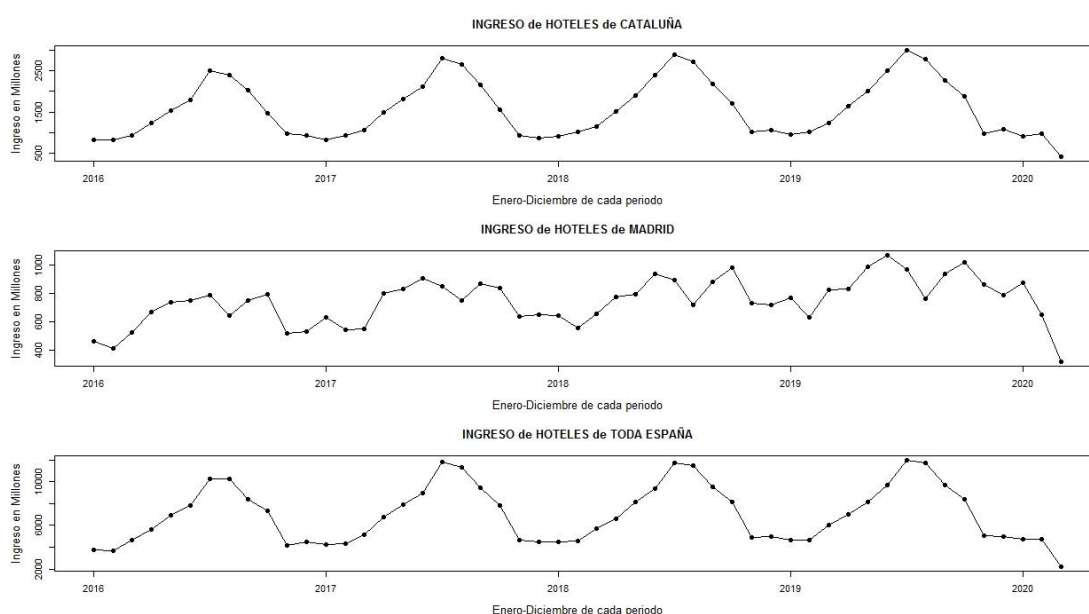


Figura 44. Series de tiempo del ingreso total de los hoteles de toda España, Cataluña y Madrid

Las series de tiempo que se corresponden con toda España y Cataluña tienen un comportamiento estacional similar. Sus ingresos muestran el punto máximo en los meses de agosto-septiembre de cada periodo de tiempo y disminuyen durante cada fin de año. Sin embargo, en la industria hotelera de Madrid se observa un comportamiento estacional pero difiere de los dos mencionados. Para los meses de agosto-septiembre de cada periodo de tiempo sus ingresos tienden a disminuir, mientras que sus máximos ingresos ocurren entre los meses de junio-julio y septiembre-octubre de cada periodo de tiempo.

Para la obtención de los modelos de series de tiempo de la variable ingreso total, se consideraron los periodos 2016-2018, y los periodos 2019-2020 se usaron para evaluar la efectividad de los modelos obtenidos y las predicciones correspondientes al primer trimestre del año 2020.

4.2.3.1 Modelo ingreso total de los hoteles de Cataluña (Y_t^{IC})

Con respecto a la variable ingreso total de la industria hotelera de la comunidad de Cataluña, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 2016-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins, obteniendo el modelo ARIMA(3,1,4),

$$Y_t^{IC} = \tilde{X}_t^{IC} - \tilde{X}_{t-1}^{IC} - 0,07_{(0,50)} Y_{t-1}^{IC} + 0,06_{(0,34)} Y_{t-2}^{IC} + 0,41_{(0,27)} Y_{t-3}^{IC} + Z_t^{IC} + 0,08_{(0,52)} Z_{t-1}^{IC} + 0,02_{(0,31)} Z_{t-2}^{IC} - 0,86_{(0,35)} Z_{t-3}^{IC} + 0,15_{(0,30)} Z_{t-4}^{IC}$$

donde las perturbaciones Z_t^{IC} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada ($\hat{\sigma}^2 = 3.200$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{IC} \sim N(0; 3.200)$). Con respecto a las predicciones de la variable ingreso en los hoteles de toda Cataluña, para el año 2019 y primer trimestre del año 2020, se tiene que,

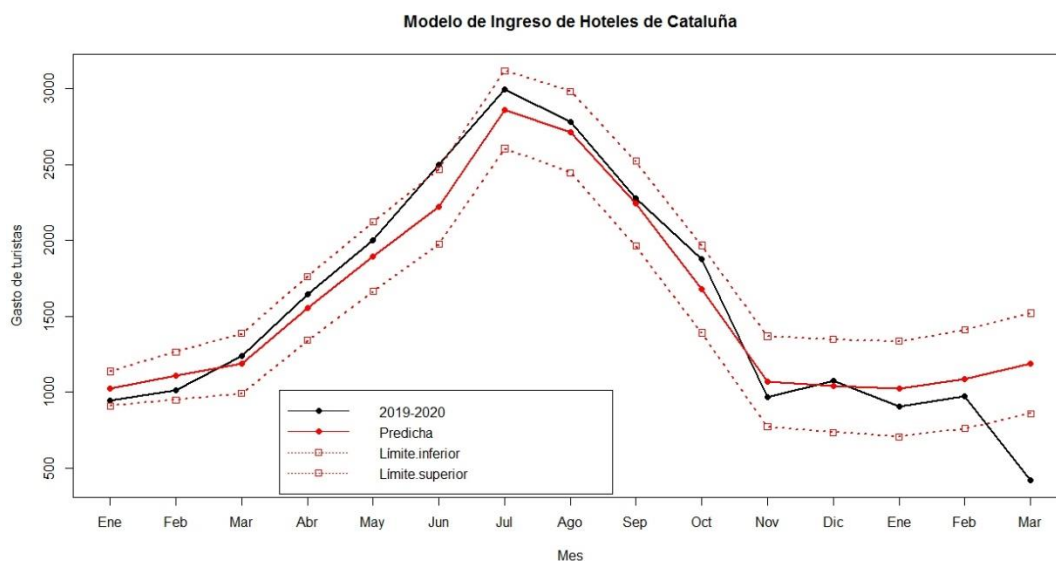


Figura 45. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95%

para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Cataluña

El Modelo ingresos en los hoteles de Cataluña, capta el efecto de estacionalidad de los datos originales durante los meses de enero-diciembre de 1999-2018 (línea color rojo). La línea de color negro son los valores observados de los ingresos en los hoteles de Cataluña durante enero-diciembre del año 2019 y enero-marzo del año 2020. Ambas líneas mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2020, produciéndose una tendencia diferente durante el mes de marzo del mismo año, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 2016-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo ingresos de los hoteles de Cataluña.

Tabla 15. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IC} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	943,90	1.022,90	909,40	1.136,30
Febrero	2019	1013,90	1.106,50	947,80	1.265,10
Marzo	2019	1.238,47	1.189,00	990,90	1.387,00
Abril	2019	1.645,26	1.553,10	1.342,50	1.763,60
Mayo	2019	2.003,13	1.892,40	1.663,10	2.121,60
Junio	2019	2.497,52	2.222,20	1.976,20	2.468,20
Julio	2019	2.999,03	2.862,90	2.606,70	3.119,10
Agosto	2019	2.781,03	2.715,00	2.446,40	2.983,50
Septiembre	2019	2.277,01	2.243,80	1.964,10	2.523,50
Octubre	2019	1.875,71	1.679,40	1.390,70	1.968,10
Noviembre	2019	968,01	1.069,50	771,10	1.368,00
Diciembre	2019	1.074,95	1.040,80	733,20	1.348,30
Enero	2020	904,38	1.020,80	705,10	1.336,60
Febrero	2020	974,95	1.085,00	760,80	1.409,20
Marzo	2020	416,16	1.189,10	856,90	1.521,30

Fuente: Elaboración propia del Autor.

En la Tabla 15, se pueden apreciar los ingresos observados y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. En el mes de enero del año 2020 ya había reportes de Covid-19 en España, lo que pudiera tener efecto en la industria hotelera de Cataluña. Además, la diferencia entre valores reales y predichos por el

modelo es negativa para el primer trimestre del año 2020, a pesar de que los ingresos de los meses de enero-febrero del año 2020 están dentro de los límites del intervalo de confianza del 95%. Para el mes de enero del 2020 la diferencia fue de 116,5 millones de euros, para el mes de febrero fue de 110,0 millones de euros y para el mes de marzo fue de 773,0 millones de euros, que se corresponde al mes más afectado por la presencia del Covid-19.

4.2.3.2 Modelo ingreso total de los hoteles de Madrid (Y_t^{IM})

Con respecto a la variable ingreso total de la industria hotelera de la comunidad de Madrid, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 2016-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins, obteniendo el modelo ARIMA(0,1,3),

$$\begin{aligned} Y_t^{IM} &= \tilde{X}_t^{IM} - \tilde{X}_{t-1}^{IM} \\ &= -0,57_{(0,24)} Z_{t-1}^{IM} - 0,07_{(0,32)} Z_{t-2}^{IM} + 0,79_{(0,25)} Z_{t-3}^{IM} \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{IM} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 938,3$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{IM} \sim N(0; 938,3)$). Con respecto a las predicciones de la variable ingreso en los hoteles de Madrid, ambas líneas, observada y predicha, mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2020, produciéndose una tendencia diferente durante el mes de marzo del mismo año, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 2016-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo ingresos de los hoteles de Madrid, como se muestra en la Figura 46.

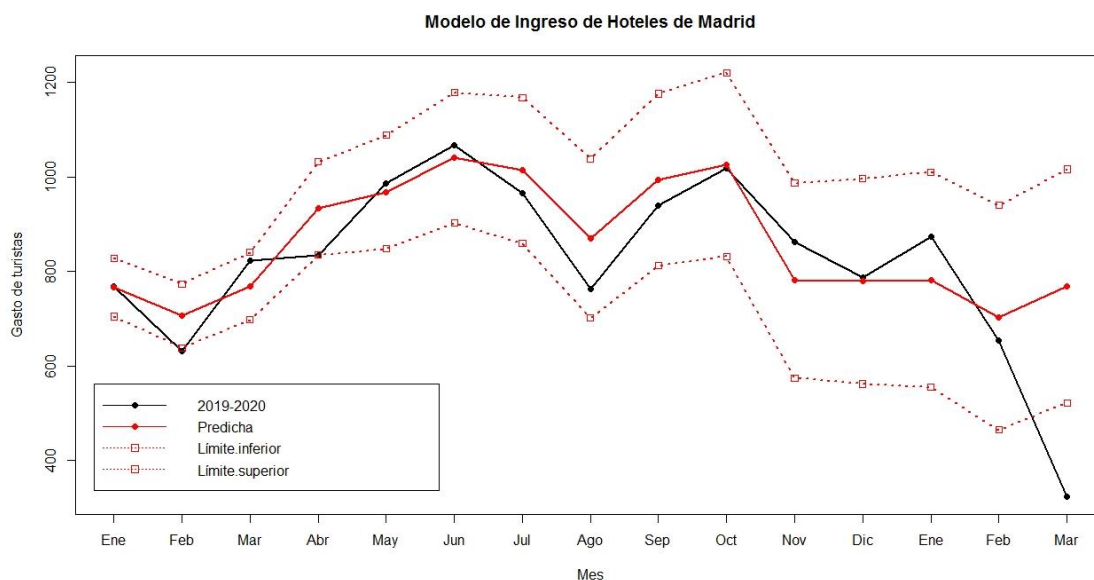


Figura 46. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de Madrid

Tabla 16. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IM} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	769,24	766,10	704,50	827,70
Febrero	2019	630,83	705,90	638,10	773,70
Marzo	2019	823,15	768,90	697,60	840,20
Abril	2019	834,66	933,40	834,60	1.032,20
Mayo	2019	985,51	968,00	847,90	1.088,20
Junio	2019	1.067,97	1.040,20	901,90	1.178,40
Julio	2019	965,88	1.013,60	859,40	1.167,90
Agosto	2019	762,61	869,80	701,10	1.038,50
Septiembre	2019	939,72	993,90	811,80	1.175,90
Octubre	2019	1.017,97	1.026,00	831,60	1.220,50
Noviembre	2019	862,50	780,60	574,50	986,70
Diciembre	2019	786,68	778,70	561,60	995,90
Enero	2020	874,34	782,20	554,50	1.009,90
Febrero	2020	653,92	702,50	464,80	940,20
Marzo	2020	322,20	768,90	521,60	1.016,30

Fuente: Elaboración propia del Autor.

En la Tabla 16, se pueden apreciar los ingresos observados y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. Para el mes de enero del año 2020 ingresaron 92,1 millones de euros adicionales a lo esperado, pero en los meses de febrero y marzo, las diferencias fueron negativas de 48,6 y 446,7 millones de euros, que no ingresaron debido al efecto Covid-19.

4.2.3.3 Modelo ingreso total de los hoteles de España (Y_t^{IE})

Con respecto a la variable ingreso total de la industria hotelera de toda España, se tiene el siguiente modelo de serie de tiempo obtenido a partir del periodo de tiempo 2016-2018, basado en los criterios de aplicación de la metodología de Box-Jenkins, obteniendo el modelo ARIMA(0,1,2),

$$\begin{aligned} Y_t^{IE} &= \tilde{X}_t^{IE} - \tilde{X}_{t-1}^{IE} \\ &= -0,33_{(0,17)} Z_{t-1}^{IE} - 0,39_{(0,20)} Z_{t-2}^{IE} \end{aligned}$$

donde las perturbaciones Z_t^{IE} siguen el ajuste de una distribución normal con media cero y varianza estimada constante ($\hat{\sigma}^2 = 29.238$) o proceso de ruido blanco ($Z_t^{IE} \sim N(0; 29.238)$). Con respecto a las predicciones de la variable ingreso en los hoteles de toda España, ambas líneas, observada y predicha, mantienen la misma tendencia hasta febrero del año 2020, produciéndose una tendencia diferente durante el mes de marzo del mismo año, debido al efecto Covid-19. Los valores de prueba (2019-2020) caen dentro del correspondiente intervalo de confianza del 95% obtenidos a partir de los periodos 2016-2018, lo que demuestra un buen funcionamiento del Modelo ingresos de los hoteles de toda España, como se muestra en la Figura 47.

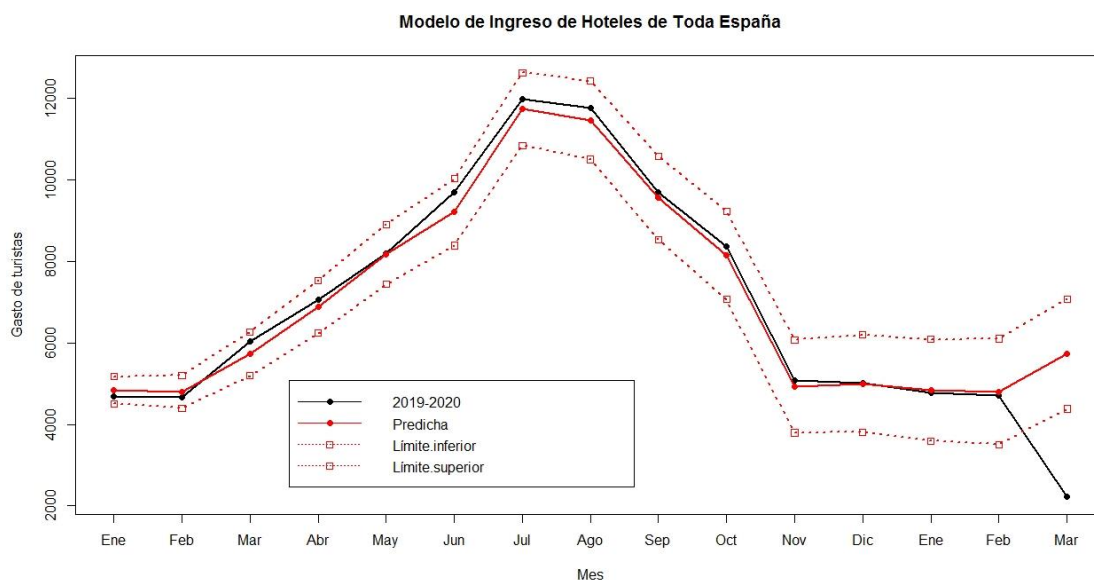


Figura 47. Ingreso verdadero y predicho con intervalos de predicción del 95% para enero-diciembre 2019 y enero-marzo 2020 en hoteles de toda España

Tabla 17. Ingresos observados y predichos mediante el Modelo Y_t^{IE} durante el año 2019 y primer trimestre del año 2020 bajo la presencia de Covid-19

Mes	Año	Valor	Valor	IC del 95%	
		Verdadero	Predicho	Li.inferior	Li.superior
Enero	2019	4.678,70	4.837,50	4.502,30	5.172,60
Febrero	2019	4.658,60	4.803,40	4.400,40	5.206,40
Marzo	2019	6.034,90	5.728,00	5.190,30	6.265,80
Abril	2019	7.056,40	6.884,10	6.239,10	7.529,00
Mayo	2019	8.194,60	8.172,60	7.435,90	8.909,30
Junio	2019	9.696,40	9.207,30	8.389,10	10.025,50
Julio	2019	11.979,70	11.737,30	10.844,90	12.629,60
Agosto	2019	11.764,50	11.464,50	10.503,70	12.425,20
Septiembre	2019	9.705,70	9.556,70	8.532,10	10.581,30
Octubre	2019	8.367,10	8.147,80	7.063,10	9.232,50
Noviembre	2019	5.067,80	4.933,00	3.791,40	6.074,70
Diciembre	2019	5.013,40	5.000,90	3.805,00	6.196,80
Enero	2020	4.778,60	4.842,60	3.594,80	6.090,30
Febrero	2020	4.713,60	4.803,40	3.505,80	6.101,00
Marzo	2020	2.214,90	5.728,00	4.382,50	7.073,60

Fuente: Elaboración propia del Autor.

En la Tabla 17, se pueden apreciar los ingresos observados y la magnitud del efecto Covid-19 para el primer trimestre del año 2020. Para el mes de enero del 2020 el déficit de los ingresos fue de 64,0 millones de euros, en el mes de febrero el déficit fue de 89,8 millones de euros y finalmente para el mes de marzo, el déficit fue de 3.518,2 millones de euros, que no ingresaron a la industria hotelera de toda España debido al efecto Covid-19.

Capítulo V

Conclusiones y Recomendaciones

5.1 Conclusiones

El impacto económico de la pandemia Covid-19 sobre la industria hotelera de Cataluña y España en forma general, depende de varios factores. Por una parte, se tiene la variable viajeros total, que consiste en la sumatoria de los viajeros residenciados en España y de los viajeros residenciados en el extranjero, que tiene un efecto importante debido a que a medida que disminuye la cantidad de viajeros el impacto económico es negativo, teniendo como consecuencia una disminución de los ingresos en los hoteles. Sin embargo, a pesar de que para los meses de enero y febrero del año 2020 ya había reportes de diagnóstico positivo del Covid-19, se mantuvo la cantidad de turistas que generalmente se recibían durante los años anteriores, como 2018 y 2019, por ejemplo. Para enero del año 2020 en relación con enero del año 2019, hubo un incremento del 5%, y para el mes de febrero del año 2020 el incremento fue del 0,6% en la llegada de turistas hacia los hoteles de Cataluña, prácticamente la llegada de turistas durante estos dos primeros meses del año 2020 superó lo esperado a pesar de la presencia del Covid-19. Pero en relación con el mes de marzo del año 2020, la situación cambió considerablemente. Al comparar el mes de marzo del año 2019 en relación con el mes de marzo del año 2020, la disminución de la llegada de turistas fue del 68,6%, esto es, se pasó de 1.386.693 turistas en el mes de marzo de 2019 a 428.357 turistas en el mes de marzo del año 2020. De que sean los turistas residentes en España o los turistas residentes en el extranjero quienes marcaran la mayor diferencia, se tiene que no hubo diferencia significativa ($p > 0,05$) entre ambos grupos de turistas, debido a que la disminución con respecto a los turistas españoles fue de 67,0% y la disminución de los turistas residenciados en el extranjero fue de 69,5%.

Otra variable que incide sobre el impacto económico de la industria hotelera de Cataluña, son las pernoctaciones total y pernoctaciones de residentes en España y de residentes en el extranjero. Esta variable mostró en forma general un

comportamiento similar a la variable viajeros total. Para el mes de enero del año 2020 en relación con el mes de enero del año 2019, hubo un incremento del 4% en las pernoctaciones totales, pero para el mes de febrero del año 2020 se observó una disminución del 2,4% en relación con el mes de febrero del año 2019 y para el mes de marzo del año 2020 la disminución en las pernoctaciones total fue del 65,5% con respecto a las pernoctaciones total del mes de marzo del año 2019. Ahora bien, al comparar ambos grupos de pernoctaciones de residentes en España con los residentes en el extranjero, no se consiguieron diferencias estadísticamente significativas ($p > 0,05$) debido a que la disminución de pernoctaciones de residentes en España disminuyó en un 66,2% y la disminución de pernoctaciones de residentes en el extranjero disminuyó en un 65,2%, respectivamente.

La variable ingreso de la industria hotelera, también mostró un importante efecto sobre el impacto económico. A menor cantidad de viajeros total o pernoctaciones totales el ingreso de la industria hotelera de Cataluña y toda España en forma general, disminuye considerablemente. Para el primer trimestre del año 2019, el ingreso total de la industria hotelera de Cataluña fue de 3.196,27 millones de euros y para el mismo periodo de tiempo del año 2020, del sector hotelero de la misma comunidad, el ingreso fue de 2.295,49 millones de euros. Esta diferencia del primer trimestre del año 2019 respecto al primer trimestre del año 2020, en millones de euros, representa una disminución en los ingresos de la industria hotelera de Cataluña del 28,2%, lo cual se iría incrementando negativamente a medida que se mantenga la pandemia Covid-19.

Ahora bien, si la industria hotelera de España disminuye sus ingresos debido a la presencia del Covid-19, también se refleja en el sector de los empleados. A medida que disminuye el ingreso de turistas, bien sea por la modalidad de viajero o pernoctación, los ingresos se ven afectados y como consecuencia, hay una disminución en el sector de empleados de la industria hotelera. En la industria hotelera de Cataluña, para el primer trimestre del año 2020 hubo una disminución del 13,1% de los empleados en relación con el primer trimestre del año 2019, al pasar de 76.360,00 empleados en el primer trimestre del año 2019 a 66.332,00

empleados en el primer trimestre del año 2020. Sin embargo, el mes más afectado para los empleados fue marzo del año 2020, al disminuir este sector en un 38,6% en relación con el mes de marzo del año 2019. La industria hotelera de Barcelona fue la más afectada, debido a que para el mes de marzo tenía cero empleados de acuerdo a la información registrada por la EOH del año 2020. Para la industria hotelera de Madrid, la disminución de sus empleados fue de un 33,4% para marzo del año 2020 en relación con marzo del año 2019 y para toda España en forma general, la disminución de sus empleados fue de un 30,9% para el mes de marzo del año 2020 en relación con el mes de marzo del año 2019.

La aplicación de la metodología de Box-Jenkins mediante la construcción de los modelos de series de tiempo, con el fin de predecir el comportamiento futuro de la industria hotelera de Cataluña y España en forma general, pero bajo el supuesto de ausencia del Covid-19, permitió determinar que la industria hotelera de toda España tiene un comportamiento estacional. Durante los primeros meses del año se tiene poca llegada de turistas tanto de viajeros como de pernoctaciones, y esta se va incrementando de acuerdo a la estación anual, alcanzando su máximo en los meses de verano, julio-agosto, aproximadamente, para comenzar a disminuir en los meses de invierno, y comenzar nuevamente este ciclo en el año siguiente. Los modelos de series de tiempo obtenidos tienen la ventaja de darnos a conocer lo que se espera pudiera suceder en la industria hotelera bajo el supuesto de ausencia de Covid-19, para el año 2020, pero la pandemia es una realidad que ha mostrado un efecto negativo sobre la industria hotelera y al comparar los valores predichos por el modelo y los valores observados bajo la presencia del Covid-19, tenemos una forma de cuantificar el efecto Covid-19 sobre el impacto económico de la industria hotelera de Cataluña y España en forma general.

5.2 Recomendaciones

La pandemia Covid-19 ha afectado la actividad diaria y cotidiana del ser humano, particularmente el trasladarse de un sitio a otro, teniendo como consecuencia efectos negativos sobre el impacto económico de la industria hotelera de España. Sin embargo, con base en los resultados obtenidos a partir de los modelos de series

de tiempo se proponen algunas recomendaciones en bien de la industria hotelera y en resguardo de la salud de los turistas tanto de los residenciados en España como de los turistas residenciados en el extranjero.

Los modelos de series de tiempo describen el comportamiento estacional del flujo de turistas residenciados en España y en el extranjero hacia la industria hotelera de Cataluña, de algunas comunidades y España en forma general, en todos los casos analizados se observó la misma tendencia, lo que implica que las recomendaciones propuestas se describen en forma general. A partir del mes de marzo del año 2020 la serie de tiempo cae, que para los hoteles de algunas comunidades incluso su disminución es a cero turistas, bajo la presencia del Covid-19. Los periodos de tiempo para la elaboración de los modelos fueron (en su mayoría) 1999-2018, donde no había presencia del Covid-19, por lo cual la curva predicha en todos los casos (curva color rojo), sigue una tendencia estacional del periodo futuro que en este caso es el año 2020. Ahora bien, es una incertidumbre en qué momento será controlada la pandemia Covid-19, pero también es una gran preocupación la forma en que el sector económico de la industria hotelera de España decae considerablemente, entonces, la idea es que la industria hotelera logre la tendencia estacional clásica bajo la presencia del Covid-19, para lo cual se recomiendan los siguientes aspectos.

El personal empleado es parte fundamental del buen funcionamiento de los hoteles, y aunque se observó una disminución de este sector, es necesario incorporar una nueva modalidad de empleados en los hoteles adicional a los ya existentes, como un personal médico especializado en Covid-19, que garantice en tiempo real el buen estado de salud de los turistas.

No todas las habitaciones del hotel serán ocupadas, como generalmente ocurre en temporadas normales, y tampoco todas estarán a disponibilidad de ser ocupadas durante la misma semana, de tal manera que se logre un distanciamiento social entre los turistas residenciados en España como de diferentes nacionalidades. De acuerdo con la OMS, el periodo de incubación del Covid-19 es de 14 días, lo que implica que cada habitación usada tendrá un periodo de recesión de mínimo 14 días

a partir del instante en que fue desocupada, aplicando las medidas de limpieza e higiene necesarias en la habitación del hotel, por parte del personal especializado para este oficio y que también debe contar con los equipos de seguridad personal. Posterior a este periodo de tiempo, el hotel puede ofrecer la habitación para que sea nuevamente ocupada.

Denotemos por h el hotel, con $h = 1, 2, \dots, H$ donde H es el número total de hoteles y a su vez cada h está compuesto de i habitaciones con $i = 1, 2, \dots, I$. La ocupación de cada uno de los hoteles varía de acuerdo al periodo estacional, debido a que se tiene una mayor o menor demanda turística de un periodo estacional a otro, así como también del número de estrellas del hotel de preferencia de los turistas. Sin embargo, esta última variable no fue considerada en la presente investigación, que pudiera ser un factor importante en otras investigaciones similares, asumiendo que aún se está bajo la presencia del Covid-19. Los hoteles son ocupados diariamente (d) y a partir de este dato se registra información semanal (s), mensual (m) y anual (a) de la llegada de turistas nacionales y extranjeros. Entonces, si la i -ésima habitación del hotel h fue usada durante la semana s , esta habitación podrá ser usada nuevamente mínimo dentro de 14 días después y las habitaciones i e $i + 1, i + 2, \dots, i + I - 1$, no deberían estar ocupadas simultáneamente, para garantizar el distanciamiento social, pero sí lo pueden estar las habitaciones i e $i + k$ con $k = 2, 3, \dots, K$, siendo K el número máximo de separación entre habitaciones ocupadas del h -ésimo hotel.

Por consiguiente no todas las habitaciones i de las que dispone el hotel podrán ser ocupadas simultáneamente. Durante el instante de tiempo s el hotel dispondrá de una determinada cantidad de habitaciones a ser ocupadas. Sea c el número de habitaciones a ser ocupadas durante la semana s , con $c = 1, 2, \dots, C$ donde C es el número total de habitaciones que pudieran ser ocupadas. El proceso de selección de las habitaciones es equivalente a seleccionar una muestra aleatoria simple sistemática de habitaciones a disposición de los turistas. Supongamos estamos en la semana 1 ($s = 1$) de aplicar esta recomendación, además de que el hotel consta de un total de C habitaciones por ofrecer pero sólo pueden ser ocupadas c

habitaciones. Sea k el siguiente número entero después de C/c . Se elige en forma aleatoria un número entre 1 y k , digamos que este número es i , el cual determinaría que la muestra de habitaciones a ser ocupadas en la semana $s = 1$, son las numeradas con $i, i + k, i + 2k, \dots, i + (c - 1)k$. Para la siguiente semana, $s = 2$, de estar desocupadas las habitaciones de la semana $s = 1$, estas entrarían en recesión por mínimo 14 días, lo que implica que la habitación siguiente sería la que pudiera ser ocupada para esta semana. Así, para $s = 2$, las habitaciones a ser ocupadas son las numeradas con $i + 1, i + 1 + k, i + 1 + 2k, \dots, i + 1 + (c - 1)k$, y así sucesivamente a medida que transcurren las semanas. Por lo tanto para la semana $s = w$, las habitaciones a ser ocupadas son con $i + w - 1, i + w - 1 + k, i + w - 1 + 2k, \dots, i + w - 1 + (c - 1)k$.

Los hoteles grandes por lo general constan de varios pisos (p) y cada uno consta de i habitaciones. Sea h_p con $p = 1, 2, \dots, P$ el h -ésimo hotel compuesto de máximo P pisos, entonces para elegir las habitaciones a ser ocupadas en el p -ésimo piso, se aplica el mismo procedimiento explicado anteriormente.

De esta manera se garantizaría el distanciamiento social entre turistas o entre grupos de turistas, debido a que algunos pudieran ser grupos familiares. Una desventaja de este proceso es que los ingresos de los hoteles no serían los mismos bajo la ausencia de Covid-19, debido a que su disminución sería inevitable, pero la ventaja es que sus ingresos disminuirían el riesgo de que lleguen a ser cero, logrando mantener la actividad diaria del hotel. Otra ventaja, es de que los hoteles y/o ciudades autónomas de España que vienen con baja demanda turística y por ende bajos ingresos, pudieran incrementarse los valores de ambas variables estando bajo la presencia de la pandemia Covid-19 y una última ventaja es que se mantendría constante o aumentaría la contratación de nuevo personal empleado a lo largo del tiempo.

Bibliografía

- Anvari, S., Tuna, S., Canci, M., & Turkay, M. (2016). Automated Box-Jenkins forecasting tool with an application for passenger demand in urban rail systems. *Journal of advanced transportation*, 50, 25-49.
- Ayittey, F., Ayittey, M., Chiweri, N., & Dzuovor, C. (2020). *Economics impacts of Wuhan 2019-nCov on China and the World*. *Journal of Medical Virology*, 1-3.
- Ayota-Talabera, G. (1999). *Influenza historia de una enfermedad*. *Revista Biomédica*, 10, 57-61.
- Blanchar, O. (2009). “(Nearly) Nothing to fear but fear itself”. *The Economist*. Retrieved febrero 25, 2020, from <http://www.economist.com/finance-andeconomics/2009/01/nearly-nothing-to-fear-but-fear-itself>.
- Box, G., Jenkins, G., & Reinsel, G. (1994). *Time Series Analysis. Forecasting and Control*. Prentice-Hall. New Jersey. 3rd edition.
- Candeias, V., & Morhard, R. (2018). *The human costs of epidemics are going down but the economic costs are*. Retrieved from. World Economic Forum. Retrieved from: <https://www.weforum.org/agenda/2018/05/how-epidemics-infect-the-global-economy-and-what-to-doabout-it/>
- Center for Disease Control. (2009). *Update: infections with a swine-origin influenza A (H1N1) virus – United*. Retrieved marzo 06, 2020, from MMWR Weekly: <http://www.cdc.gov/mmwr/preview/mmwrhtml/mm5816a5.htm>
- Chatfield, C., & Xing, H. (2019). *The Analysis of Time Series. An Introduction with R*. Chapman & Hall/CRC. New York. Seventh Edition.
- Das, P. (2019). *Econometrics in Theory and Practice. Analysis of Cross Section, Time Series and Panel Data with Stata 15.1*. Springer. Kolkata, India.
- Daszak, P., Olival, K., & Li, H. (2020). *A strategy to prevent future epidemics similar to the 2019-nCov outbreak*. *Biosafety and Health*. doi:dx.doi.org/10.1016/j.bsheal.2020.01.003

FUSADES (2020). Fundación Salvadoreña para el Desarrollo Económico y Social. El impacto del Covid-19 en la economía del Salvador: algunas consideraciones de política macroeconómica para hacer frente a la crisis. No. 1. Serie de investigación. 25 de marzo de 2020.

Gujarati, E., & Porter, D. (2010). *Econometría*. McGraw-Hill, México. 5ta Edición.

Instituto de Estadística de Cataluña Sector turismo. (2018). Retrieved from <https://www.idescat.cat/tema/turis?lang=es>

Instituto de Estadística de Cataluña Sector turismo. (2019). Retrieved from <https://www.idescat.cat/tema/turis?lang=es>

Instituto de Estadística de Cataluña Sector turismo. (2020). Retrieved from <https://www.idescat.cat/tema/turis?lang=es>

Jimenez, F., Gázquez, J., & Sánchez, R. (2006). La capacidad predictiva en los métodos Box-Jenkins y Holt-Winters: una aplicación al sector turístico. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Universidad de Almería, 15(3), 185-198.

Joo, H., Maskery, B., Berro, A., Lee, Y., & Brown, C. (2019). *Economic Impact of the 2015 MERS Outbreak on the Republic of Korea's Tourism-Related Industries*. *Health Security*, 17(2), 100-108.

Juanatey, O. (2014). An application of the Box-Jenkins methodology to journalistic marketing: the case of the newspaper: El Progreso. <https://www.researchgate.net/publication/286621255>

Keogh-brown, M., & Smith, R. (2008). *The economic impact of SARS: how does the reality match the predictions*. *Health Policy*, 88(1), 110-120.

Laurente, L., & Machaca, R. (2020). Modeling and forecasting international tourism demand in Puno-Peru. *Brazilian Journal of Tourism Research*, 14(1): 29-50.

Ognio, L. (2006). *Las grandes epidemias de la gripe aviar*. *Acta médica peruana*, 23(1), 4-5.

Osterholm, M. (2006). *En previsión de la próxima pandemia*. Salud Pública de México, 48(3), 279-285.

R Development Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing.

Ruiz, M., & Koutronas, E. (2019, february 22). *The Application of the 2019-nCoV Global Economic Impact*. doi:<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3542817>

Vitner, M., Dougherty, C., & Honnold, M. (2020). *Potential Regional Impacts of Coronavirus*. 1-5. Retrieved march 03, 2020, from <https://externalcontent.blob.core.windows.net/pdfs/coronavirus-regional+impact-20200011.pdf>.

Wooldridge, J. (2010). Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Cengage Learning, Mexico. 4ta Edición.

World Bank. (2016). 2014-2015 West Africa Ebola Crisis: Impact Update,. Retrieved from <http://www.worldbank.org/en/topic/macroeconomics/publication/2014-2015-west-africa-ebola-crisis-impact-update>

World Head Organization. (2020, marzo 06). Coronavirus disease 2019 (COVID-19) Situation Report-46. Retrieved marzo 06, 2020, from https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200306-sitrep-46-covid-19.pdf?sfvrsn=96b04adf_2.

World Head Organization. (2004). *Summary of probable SARS cases with onset of illness from 1 November 2002 to 31 July 2003*. Retrieved marzo 04, 2020, from https://www.who.int/csr/sars/country/table2004_04_21/en/

Zhang, M., Li, J., Pan. B., & Zhang, G. (2018). Weekly hotel occupancy forecasting of a tourism destination. Sustainability, 10, 1-17.