

## Documentos de trabajo

Metodología de desestacionalización  
de las series de empleo en la  
Encuesta Nacional de Empleo

**Autores:**

Miguel Alvarado  
Juan Ceccarelli  
Juan Cortez  
Felipe Martin

---

Nº.1, junio de 2018



**INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICAS**

Av. Presidente Bulnes 418, Santiago de Chile

Teléfono: 562 2892 4000

Correo: [ine@ine.cl](mailto:ine@ine.cl)

Facebook: [@ChileINE](https://www.facebook.com/ChileINE)

Twitter: [@INE\\_Chile](https://twitter.com/INE_Chile)

Miguel Alvarado

Juan Ceccarelli

Juan Cortez

Felipe Martín

Subdirección Técnica

Los autores agradecen la colaboración/comentarios de María Mercedes Jeria, subdirectora técnica del INE; Matías Pizarro, coordinador de Estudios Sociales; Verónica Huaracán, coordinadora del equipo técnico de la Encuesta Nacional de Empleo, y David Niculcar, jefe del Departamento de Estudios Laborales.

Los Documentos de Trabajo del INE están dirigidos a investigadores, académicos, estudiantes y público especializado en materias económicas, y tienen como objetivo proporcionar un análisis exhaustivo sobre aspectos conceptuales, analíticos y metodológicos claves de los productos estadísticos que elabora la institución y, de esta forma, contribuir al intercambio de ideas entre los distintos componentes del Sistema Estadístico Nacional.

Las interpretaciones y opiniones que se expresan en los Documentos de Trabajo pertenecen en forma exclusiva a los autores y colaboradores y no reflejan necesariamente el punto de vista oficial del INE ni de la institución a la que pertenecen los colaboradores de los documentos.

El uso de un lenguaje que no discrimine ni marque diferencias entre hombres y mujeres ha sido una preocupación en la elaboración de este documento. Sin embargo, y con el fin de evitar la sobrecarga gráfica que supondría utilizar en castellano “o/a” para marcar la existencia de ambos sexos, se ha optado por utilizar -en la mayor parte de los casos- el masculino genérico, en el entendido de que todas las menciones en tal género representan siempre a hombres y mujeres, abarcando claramente ambos sexos.

## Índice

<b>Presentación .....</b>	<b>7</b>
<b>1. Introducción .....</b>	<b>9</b>
<b>2. Los orígenes del método .....</b>	<b>11</b>
<b>3. Ajuste estacional con X13-ARIMA SEATS .....</b>	<b>14</b>
3.1 Modelos RegARIMA.....	15
3.1.1 Efecto calendario .....	15
3.1.2 Modelización y comparación de modelos para proyección .....	17
3.2 Ajuste estacional X11 .....	18
3.2.1 Pruebas de estacionalidad.....	19
3.2.2 Análisis de las diferencias y cocientes estacionales.....	20
3.2.3 Elección de media móvil para estimar la componente estacional .....	20
3.2.4 Elección de media móvil de Henderson para estimar la componente tendencia-ciclo.....	21
3.2.5 Proceso de desestacionalización.....	21
3.2.6 Diagnóstico del ajuste estacional .....	23
3.3 Método indirecto.....	23
<b>4. Ejercicio de desestacionalización a las series de empleo de la ENE .....</b>	<b>25</b>
4.1 Serie ocupados.....	26
4.1.1 Elección del modelo SARIMA .....	26
4.1.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad identificable .....	28
4.1.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional .....	32
4.2 Serie desocupados.....	33
4.2.1 Elección del modelo .....	33
4.2.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad identificable.....	36
4.2.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional .....	39
4.3 Serie desocupados incluyendo iniciadores disponibles.....	40
4.3.1 Elección del modelo .....	41
4.3.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad identificable.....	43
4.3.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional .....	47
<b>5. Composición series ocupados, desocupados, fuerza de trabajo y tasa de desocupación .....</b>	<b>48</b>
5.1 Ocupados y desocupados.....	49
5.2 Fuerza de trabajo .....	50
5.3 Tasa de desocupación .....	51
<b>6. Composición series incluyendo iniciadores disponibles.....</b>	<b>51</b>

6.1 Ocupados y desocupados incluyendo iniciadores disponibles.....	52
6.2 Fuerza de trabajo con iniciadores disponibles .....	53
6.3 Tasa de desocupación con iniciadores disponibles .....	54
<b>7. Conclusiones .....</b>	<b>55</b>
<b>8. Bibliografía .....</b>	<b>57</b>
<b>9. Anexo: componentes de las series ajustadas estacionalmente y series agregadas .....</b>	<b>59</b>
9.1 Componentes de las series ajustadas estacionalmente.....	59
9.2 Series agregadas ajustadas estacionalmente .....	66

# Desestacionalización de las series de empleo

## Resumen

El documento describe el proceso de desestacionalización de las series de empleo, mediante la metodología X13 ARIMA SEATS del Census Bureau de los Estados Unidos, incorporando en el análisis el método indirecto de ajuste estacional. Incluye una aplicación de ajuste estacional a las series en niveles de ocupados y desocupados del país, desagregados por tramos etarios (de 15 a 24 años y 25 años y más) y sexo, con las cuales se obtienen de forma indirecta las series de fuerza de trabajo y tasa de desocupación ajustada estacionalmente, publicadas por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.

## Abstract

This paper describes the seasonal adjustment procedure of the economic series following the methodology X13 ARIMA of the Census Bureau of the United States including the indirect method of seasonal adjustment. The procedure is applied to Employment and Unemployment levels of Chilean case, with which are obtained indirectly the Labor Force and Unemployment Rate published by National Statistical Institute of Chile.

**Palabras clave:** tasa de desocupación, desestacionalización, X13 ARIMA.

## Presentación

Las series de tiempo del mercado laboral se ven afectadas por múltiples factores atribuidos al ciclo económico, *shocks* de corto plazo y fenómenos que se repiten con relativa regularidad, cuyo carácter estacional no permite hacer un adecuado análisis del comportamiento que estas presentan, limitando el análisis solo a las comparaciones intercíclicas, principalmente anuales, entre dos puntos en el tiempo. El Instituto Nacional de Estadística (INE), en su constante compromiso de mejorar sus productos estadísticos, busca satisfacer la necesidad de información de los usuarios publicando nuevos estudios aplicados a la realidad de nuestro país.

Es por ello que el Departamento de Estudios Económicos Coyunturales (DEEC), a través de su Unidad de Economía Cuantitativa (UEC), en conjunto con el Departamento de Estudios Laborales (DEL), desarrolló una aplicación de ajuste estacional a series de empleo, a través de la metodología X13-ARIMA SEATS de Census Bureau de los Estados Unidos y con aplicación del método indirecto para la construcción de series agregadas. La metodología se basa en el cálculo de promedios móviles, que se sustentan en el comportamiento de la serie analizada dentro de un período de tiempo dado, para enseguida descomponer los datos mediante un sistema de factores subyacentes a la serie estudiada, que son insumos claves para poder explicar la variación estacional de la misma.

Las series a las que se les aplicará el ajuste estacional serán las de ocupados, desocupados y desocupados e iniciadores disponibles<sup>1</sup>, desagregadas por tramo etario (de 15 a 24 años y 25 años y más) y sexo, con las cuales se construyen las series para la fuerza de trabajo y la tasa de desocupación ajustadas estacionalmente.

El objetivo de este documento metodológico es generar una clara comprensión del proceso de desestacionalización de las series de empleo, proporcionando las bases

---

<sup>1</sup>Los iniciadores disponibles son todas las personas fuera de la fuerza de trabajo que esgrimen no haber buscado trabajo en las últimas cuatro semanas debido a que iniciarán pronto una actividad laboral y que, al mismo tiempo, declaran disponibilidad. Este grupo poblacional se incluye dentro de los inactivos, pero para ciertos efectos (de armonización estadística con la OCDE), se suma a la población desocupada, para calcular una tasa de desocupación con iniciadores disponibles.

teóricas de la desestacionalización, explicando precisamente la metodología X13-ARIMA SEATS, así como la obtención de series de empleo ajustadas estacionalmente.



## 1. Introducción

Las series de empleo se constituyen de varios componentes no observables que pueden ser separados de la serie original. Dichos componentes permiten caracterizar los distintos movimientos que pueden presentar las series, tales como la tendencia, el ciclo, la estacionalidad y el comportamiento irregular.

La estacionalidad, presente en las desagregaciones de las series de empleo, se refiere a movimientos sistemáticos que se repiten con una intensidad similar en la misma temporada cada año.

Estos movimientos pueden ser causados por diversos motivos. Un ejemplo recurrente e ilustrativo es lo que sucede con las estaciones del año o el clima, los que, según la temporada, pueden generar algún impacto en la producción o las ventas (cosechas, ventas de helados, etc.), afectando la demanda laboral. Otro ejemplo son las fechas importantes que tanto las instituciones como los trabajadores tienden a fijar dentro del año para realizar ciertas actividades (períodos de vacaciones, de pagos de impuestos, etc.), además de algunas festividades que pueden afectar la toma de decisiones con respecto a búsqueda de empleo y disponibilidad, las expectativas de las fluctuaciones estacionales (como el incremento en la producción de juguetes en meses precedentes a Navidad por expectativas de elevadas ventas futuras en diciembre), entre otros factores.

También es posible que existan otros factores estacionales que afecten sensiblemente el comportamiento de una serie económica, como el efecto calendario<sup>2</sup>. Este último se comprende como el componente no sistemático que recolecta la incidencia de las diferencias en la composición del calendario, referida al número de veces que un día específico de la semana (lunes, martes, etc.) se da dentro de un mes o al número de días feriados de un mes en particular.

---

<sup>2</sup>En la Encuesta Nacional de Empleo la metodología de levantamiento permite resolver posibles problemas que se generarían a partir de los efectos calendario de una serie, debido a que la información recopilada de la situación laboral se construye a partir de una semana de referencia, es decir, considera entre lunes y domingo previo a la semana de la encuesta. Por lo tanto, se puede inferir que la presencia de un día festivo durante la semana de referencia no alteraría el comportamiento de las personas.

Es importante aclarar que estas causas pueden ser consideradas como factores exógenos -de naturaleza no económica- que influyen sobre la serie y pueden ocultar características relacionadas con los fenómenos económicos.

Incorporar estos efectos estacionales en el análisis puede producir efectos nocivos en la interpretación de los datos estadísticos, afectando la comparación de los indicadores en dos momentos del tiempo, razón por la cual se busca realizar el ajuste estacional de las series de empleo.

Dado el efecto distorsionador de la estacionalidad, es importante contar con cifras desestacionalizadas de manera de poder observar el real comportamiento de los indicadores del mercado laboral. Para realizar este proceso, se busca separar los componentes (tendencia, ciclo, estacionalidad e irregular) de la serie original con el fin de identificar los distintos movimientos de la serie. Este procedimiento es crucial para el análisis coyuntural de las series de empleo, ya que los componentes no observables podrían distorsionar las variaciones mensuales reales de estos indicadores.

Actualmente, la mayoría de las instituciones estadísticas que construyen series económicas y de empleo buscan perfeccionar sus análisis a partir de los métodos de desestacionalización y análisis espectral. Para fines de ajuste de la tasa de desocupación, se ha optado por aplicar la metodología de ajuste estacional X13 ARIMA SEATS, en línea con las mejores prácticas internacionales que permiten estimar las componentes no observadas de una serie, sin recurrir a la especificación de un modelo estadístico.

Este documento expone la metodología del proceso de desestacionalización de la tasa de desocupación y, a partir de esta técnica, el modo de identificar ciertos patrones y efectos que pueden alterar el comportamiento de las series de empleo, evitando así interpretaciones distorsionadas del análisis coyuntural de estas.

En la segunda sección se dan a conocer antecedentes generales del proceso de desestacionalización, mencionando una reseña histórica del tratamiento de las series temporales a partir de la descomposición de estas, para luego explicar los distintos enfoques utilizados en el ajuste estacional. En la tercera sección se explica la

metodología X13-ARIMA SEATS del Census Bureau de Estados Unidos, estudiando particularmente los módulos RegARIMA y X11, así como el método indirecto.

En la cuarta sección se presentan los resultados del ejercicio de desestacionalización aplicado a las series en niveles de ocupados, desocupados y desocupados más iniciadores disponibles desagregados por rango etario (15 - 24 años y 25 años y más) y sexo. En la quinta sección se presentan las series agregadas de ocupados, desocupados, fuerza de trabajo y la tasa de desocupación. Luego, en la sexta sección se dan a conocer las series agregadas incluyendo el efecto de los iniciadores disponibles en la tasa de desocupación, finalizando con las respectivas conclusiones.

## **2. Los orígenes del método**

La desestacionalización está asociada a la idea de que las series de tiempo constan de componentes no observables. Este concepto se planteó a mediados del siglo XIX, cuando varios economistas, como Cournot y Jevons, fueron pioneros en el análisis de las series de tiempo, relacionando los períodos del año con el comportamiento económico.

A principios del siglo XX se crea en Francia, y posteriormente en Estados Unidos, un comité encargado de proponer métodos para separar las componentes de una serie de tiempo con el fin de pronosticarlas por separado.

Una de las primeras ideas que surgen para separar estas componentes es dada por Persons en 1919, proponiendo que las series de tiempo constan de cuatro componentes<sup>3</sup>: tendencia de largo plazo, movimiento cíclico, movimiento estacional y variación residual.

---

<sup>3</sup> Ver Elementos teóricos del ajuste estacional de series económicas utilizando X12-ARIMA y TRAMO SEATS, Villareal, Francisco, pág.7, 2005.

Luego de esta y otras propuestas, se define como “descomposición clásica de una serie observada  $Y_t$ ” al desglose de una serie de datos en cuatro componentes<sup>4</sup> no observadas según la siguiente ecuación:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

Donde:

- $T_t$  (componente tendencia): refleja los movimientos a largo plazo que provienen de fenómenos de crecimiento o decrecimiento ligados, en general, a la actividad económica.
- $C_t$  (componente ciclo): refleja las variaciones coyunturales, propias de las fluctuaciones económicas que pasan de la expansión a la recesión.
- $S_t$  (componente estacional): refleja los movimientos recurrentes en ciertos períodos del año, como cambios climáticos, vacaciones y ciclos agrícolas.
- $I_t$  (componente irregular): resulta de errores estadísticos o de eventos accidentales y que no tienen un carácter iterativo.

En la práctica, resulta complejo distinguir la tendencia del componente cíclico, por lo que generalmente se combinan en una sola (componente tendencia-ciclo).

Por otra parte, también se proponen los primeros métodos para desagregar estas componentes no observables:

Promedios móviles: presupone un patrón específico y fijo de estacionalidad. En estas circunstancias un promedio móvil de la serie original permitiría anular dicha oscilación estacional.

---

<sup>4</sup> Ver Desestacionalización de series económicas: el procedimiento utilizado por el Banco Central de Chile, Bravo, Correa, Luna, Ruiz, pág. 5, 2002.

Eslabones relativos de Pierce: parte del supuesto que la magnitud relativa de la variación estacional de la serie es constante a través del tiempo. Se calcula la relación  $Y_t/Y_{t-1}$ .

Mínimos cuadrados ordinarios: está basado en las técnicas de regresión y consiste en el empleo de variables mudas para identificar los períodos estacionales. La magnitud de la estacionalidad se reflejará en el valor del coeficiente de la variable respectiva.

En 1954, Shiskin construye el Census Method I para el Departamento de Censos de los Estados Unidos. Este método tenía como base los promedios móviles. Luego, en 1957 se desarrolló el Census Method II, y en 1965 Shiskin, Young y Musgrave propusieron versiones experimentales desde X1 hasta X11. Las actualizaciones hasta X11 no han cambiado la técnica básica de desestacionalización, sino que la han corregido, mediante técnicas paramétricas para la estimación de las colas de la serie, corrección de efectos calendario, detección de datos atípicos y cambios de régimen, entre otros.

En 1970, la popularización de los modelos ARIMA por Box y Jenkins permitieron que las herramientas de desestacionalización progresaran, existiendo una gran variedad de métodos disponibles para realizar un ajuste estacional. Sin embargo, se pueden distinguir dos enfoques para dicho ajuste:

- No paramétrico: permite estimar las componentes no observadas de una serie de tiempo sin recurrir a la especificación de un modelo estadístico para la serie. La metodología de ajuste estacional más utilizada es la del programa X13-ARIMA.
- Paramétrico: parte de la especificación explícita de un modelo estadístico para la serie de tiempo observada o bien para los componentes. La metodología más utilizada es TRAMO SEATS<sup>5</sup>.

---

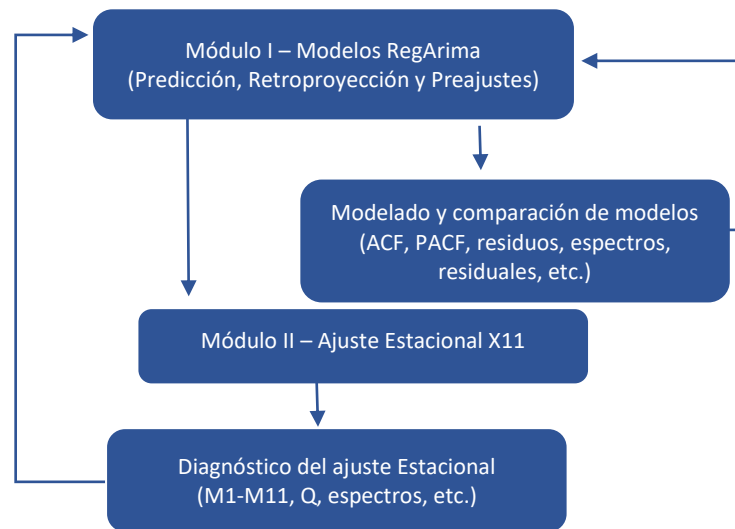
<sup>5</sup> El procedimiento de identificación automática del modelo en TRAMO y el programa SEATS completo han sido adaptados e incorporados por el U.S. Bureau of the Census a su nuevo programa X13-ARIMA-SEATS.

### 3. Ajuste estacional con X13-ARIMA SEATS

La metodología X13-ARIMA se basa en el cálculo de promedios móviles, los cuales se sustentan en el dominio del tiempo o en el de frecuencias y logra el ajuste estacional con el desarrollo de un sistema de los factores que explican la variación estacional en una serie<sup>6</sup>. Este es un programa de código abierto, desarrollado por la oficina del censo de los Estados Unidos (U.S. Census Bureau, 2000) a partir de los programas de ajuste estacional Census X-11 (Shiskin, 1967) de la oficina del censo de los Estados Unidos, y X11 ARIMA (Dagum 1980, 1988) de la oficina de estadística de Canadá.

El programa cuenta con tres módulos: el módulo RegARIMA, que se encarga de realizar el ajuste previo a la serie; el módulo X11, que se encarga de realizar el ajuste estacional propiamente, y, por último, el módulo SEATS, incorporado en esta última versión, que es una alternativa al Módulo X11 para realizar el ajuste estacional, ya que este no filtra por medias móviles, sino que utiliza modelos estocásticos, es decir, se basa en un modelo no determinista tras el componente estacional de la serie<sup>7</sup>.

El siguiente esquema sintetiza el proceso de la metodología X13-ARIMA:



<sup>6</sup> Ver X-13ARIMA-SEATS Reference Manual, U.S. Census Bureau, 2013.

<sup>7</sup> Durante el proceso de ajuste estacional de las Series Económicas de Empleo, no se utilizó el módulo SEATS.

### 3.1 Modelos RegARIMA

RegARIMA<sup>8</sup> es el primer paso dentro del procesamiento de las series con la metodología X13-ARIMA. En él se estima un modelo para la media donde se captura el efecto calendario<sup>9</sup>, datos atípicos (*outliers*), efecto de días feriados, entre otros, con la finalidad de eliminar elementos observables de la serie que distorsionan el resultado del proceso de ajuste estacional. Los residuos de este modelo siguen un proceso ARIMA estacional<sup>10</sup>, también conocido como SARIMA, de la forma  $(p, d, q)(P, D, Q)^S$ , para la serie objeto de estudio, o bien, para su transformación<sup>11</sup> (logarítmica u otra). El modelo estimado se usa para extender la serie (proyección) o para estimar valores anteriores al primer valor observado (retroproyección, cuando las observaciones consideran menores de 15 años), de manera de poder usar medias móviles simétricas para el ajuste estacional, en ausencia de un número suficiente de datos.

#### 3.1.1 Efecto calendario

Se considera que el efecto calendario influye particularmente en las series de tiempo mensuales obtenidas como agregados de datos diarios<sup>12</sup>, es decir, variables flujo, para las cuales se supone que en los datos diarios existe una cierta periodicidad semanal, completamente determinística, que debería transmitirse a la serie mensual mediante el proceso de agregación. Sin embargo, no todos los meses presentan las mismas características, debido a que estos no tienen el mismo número de días y a que existen festividades (móviles o fijas) que detienen la actividad económica en algunos sectores o la aumentan en otros.

---

<sup>8</sup> Ver X12 ARIMA Reference Manual, U.S. Census Bureau, 2007, y Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera, Benavides, 2007.

<sup>9</sup> En particular para las series de Empleo no aplica el efecto calendario, sin embargo, se incorpora de igual forma ya que es parte de la metodología general de ajuste estacional y, dado que es posible utilizar en las revisiones que se harán a los modelos año a año, la detección de atípicos puntuales o de nivel en caso de ser requeridos.

<sup>10</sup> Ver The Analysis of Time Series, Chatfield, 1995.

<sup>11</sup> Para estabilizar la varianza, usualmente se utiliza el logaritmo natural previo a la estimación del modelo.

<sup>12</sup> Para una revisión más detallada, ver Estimating trading-day variation in monthly economic time serie, Young, Bureau of the Census, 1995; New capabilities and methods of the X12 ARIMA seasonal adjustment program, Findley, Monsell, Otto and Chen, Journal of business and economic statistics, 1998.

El componente de efecto calendario engloba todos aquellos efectos determinísticos producto de la composición del calendario de un país. Algunas series económicas pueden estar fuertemente influenciadas por la composición diaria del mes. Un sábado de más o de menos en un mes puede hacer variar de manera no despreciable cualquier índice mensual. Una gran atención se ha dado a la estimación y ajuste de los datos por este efecto, siendo una opción dentro de la metodología X13 ARIMA.

La forma de ajustar este efecto es realizar una estimación preliminar a la proyección y retroproyección mediante la modelación SARIMA, para luego estimar los factores representativos de las ponderaciones de los distintos efectos de calendario que se quieran capturar. Una vez estimadas las ponderaciones, se realiza el preajuste por efectos de calendario relacionados, con la actividad económica analizada en la serie original, previamente al proceso de desestacionalización.

X13-ARIMA contempla una amplia gama de variables regresoras para poder estimar los efectos calendario en las series económicas. No obstante, el calendario incorporado en el programa X13-ARIMA está elaborado de acuerdo a las festividades del calendario de Estados Unidos y no se ajusta a la realidad del caso chileno, lo que se corrige diseñando variables que permitan estimar el modelo según el calendario nacional, incorporando una matriz con el número de días, feriados existentes<sup>13</sup> y otras variables que permitan capturar diversos efectos determinísticos<sup>14</sup>.

Existen otros efectos que reflejan eventos específicos y que distorsionan el valor de un indicador en un mes determinado. Estos efectos se incluyen en el modelo en una variable indicadora, de la siguiente manera:

$$AO_t = \begin{cases} 1 & \text{si sucede x evento en el mes } t \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Con estas variables de efecto calendario se conforma un modelo de regresión para la media del índice que se busca desestacionalizar del tipo:

---

<sup>13</sup> Para mayor detalle Ver Desestacionalización-X12 ARIMA-con Efecto Calendario. Índice Supermercados, Cortez, INE, 2008.

<sup>14</sup> Tales como outliers, cambios estructurales, entre otros.



$$Y_t = \sum \beta X_t + Z_t$$

donde  $Y_t$  es el índice a desestacionalizar,  $\beta$  es el vector de parámetros a estimar,  $X_t$  es la matriz de datos que contiene las variables del efecto calendario y  $Z_t$  son los residuos del modelo que siguen un proceso SARIMA, el cual se explica en el siguiente apartado.

### 3.1.2 Modelización y comparación de modelos para proyección

Una vez establecido si existe un efecto calendario o algún efecto temporal que pueda ser considerado como atípico, estos se extraen de la serie en estudio, con la finalidad de realizar las proyecciones y retroproyecciones de la misma. Para esto se utiliza la metodología Box-Jenkins, la cual selecciona, estima y proyecta mediante modelación SARIMA.

Esta metodología requiere que antes de seleccionar un modelo, la serie estudiada sea estacionaria<sup>15</sup>, es decir, con media y varianzas constantes en el tiempo. Por otra parte, se requiere que las covarianzas no dependan del tiempo.

Para la identificación de los modelos se usan las funciones de autocorrelación (ACF) y la función de autocorrelación parcial (PACF) de la serie, analizando los *peaks* y la tasa a la cual decrecen estos a través del tiempo, para determinar el orden autorregresivo (parte AR) y el orden de las medias móviles (parte MA). Estas funciones sirven, además, para determinar si es necesario diferenciar la serie (d), en el caso de que se observe en ellas un descenso muy lento.

El orden de integración (o grado de diferenciación), denotado por  $d^{16}$ , se refiere al número de veces que una serie debe ser diferenciada para obtener una serie estacionaria dentro de la modelación ARIMA.

---

<sup>15</sup> Para identificar si la serie es o no estacionaria se pueden realizar los test de raíces unitarias Augmented Dickey–Fuller, o Phillips-Perron los cuales se pueden encontrar en el software R.

<sup>16</sup> Ver inicio sección 3.1.

En el análisis de la componente estacional, se debe determinar que, si se observa que el descenso de las autocorrelaciones en los rezagos múltiplos de  $s^{17}$  es muy lento, entonces puede ser conveniente diferenciar estacionalmente (D). Al igual que en la parte regular, se deben observar los *peaks* y su grado de decaimiento en los múltiplos de  $s$ , para analizar la parte AR estacional y MA estacional de la modelación SARIMA.

La serie diferenciada en  $d$  y/o  $D$  debe tener las propiedades de estacionariedad antes descritas tanto en su parte regular como estacional, es decir, media y varianza constantes en el tiempo.

La determinación de los valores  $(p, d, q)(P, D, Q)^S$  mediante el análisis de las ACF y PACF, no es algo sencillo en la práctica, ya que se realiza mediante ensayo y error. Sin embargo, el software X13 ARIMA SEATS posee un sistema de selección automático mediante el cual, dentro de una gama de alrededor de 30 modelos estimados, escoge los cinco mejores acorde a criterios de selección usualmente utilizados, desde donde selecciona el mejor.

En la aplicación que se analiza en la sección 4, además de la selección automática de modelos, se realizó un análisis de las proyecciones de los cinco mejores modelos seleccionados a través del error cuadrático medio (ECM), así como un proceso de análisis de los residuos de esta modelación, verificando que posean las características de ruido blanco, es decir, que estos sean normales y con varianza constante, lo cual se observa a partir de test de normalidad<sup>18</sup> y de independencia<sup>19</sup>.

### 3.2 Ajuste estacional X11

El módulo X11<sup>20</sup> permite analizar las series mensuales y trimestrales, a través de un principio de estimación iterativa de las diferentes componentes. Esa estimación se

---

<sup>17</sup> $s$  es igual a 12 en series mensuales y 4 en series trimestrales.

<sup>18</sup> Para identificar si los residuos son o no normales, se pueden realizar los test de normalidad Jarque-Bera, o Shapiro-Wilk los cuales se pueden encontrar en el software R.

<sup>19</sup> Para identificar si los residuos son o no independientes, se pueden realizar los test de independencia Ljung-Box, o Box-Pierce los cuales se pueden encontrar en el software R.

<sup>20</sup> Ver Desestacionalización con el método X11, Ladiray y Quenveville, 2011.

hace en cada etapa mediante el uso de medias móviles. Las componentes no observables que pueden aparecer en la descomposición de la serie son la tendencia-ciclo estacional ( $TC_t$ ), irregular ( $I_t$ ) u otras asociadas al efecto calendario ( $EC_t$ ) como los días hábiles, efecto Pascua, etc.

En X13 ARIMA SEATS las componentes son definidas de manera implícita por las herramientas que sirven para estimarlas. El método considera dos modelos de descomposición:

- **Modelo aditivo:**

$$Y_t = TC_t + S_t + EC_t + I_t$$

- **Modelo multiplicativo:**

$$Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot EC_t \cdot I_t$$

Además, el método permite calcular otros modelos de descomposición:

- **Modelo log-aditivo:**

$$\log(Y_t) = \log(TC_t) + \log(S_t) + \log(EC_t) + \log(I_t)$$

- **Modelo pseudo-aditivo:**

$$Y_t = TC_t + (S_t + EC_t + I_t - 1)$$

Para comenzar el proceso de desestacionalización, se debe realizar el análisis de distintos criterios que den cuenta de una mejor calidad de ajuste estacional, los que se detallan a continuación.

### 3.2.1 Pruebas de estacionalidad

Las pruebas para determinar la presencia de estacionalidad que incorpora el programa X13 ARIMA SEATS son tanto paramétricas como no paramétricas. Entre estas pruebas se encuentran la de estacionalidad estable, de Kruskal-Wallis, de estacionalidad evolutiva y de presencia de estacionalidad identificable, que se

construye a partir de las pruebas de estacionalidad estable y de estacionalidad evolutiva<sup>21</sup>.

### 3.2.2 Análisis de las diferencias y cocientes estacionales

Esta metodología permite determinar el tipo de modelo a utilizar según el cual se combinan las componentes del análisis clásico de las series de tiempo por medio de la comparación de los coeficientes de variación de Pearson de las series de diferencias ( $d = y_t - y_{t-p}$ ) y cocientes ( $c = y_t/y_{t-p}$ ) estacionales, con  $p = 12$  si la serie es mensual y  $p = 3$  si la misma es trimestral.

Los coeficientes de variación se expresan como:

$$\text{C.V. en diferencias: } CV_d = S_d/Y_d$$

$$\text{C.V. en cocientes: } CV_c = S_c/Y_c$$

Donde  $S_d$  y  $S_c$  son las desviaciones estándar para las series en diferencias y cocientes, respectivamente, similarmente  $Y_d$  e  $Y_c$  corresponden a las medias.

La regla de decisión es:  $CV_d$  si  $> CV_c$ , el modelo es multiplicativo. En caso contrario, es aditivo.

### 3.2.3 Elección de media móvil para estimar la componente estacional

El programa selecciona automáticamente, según el valor de la razón de estacionalidad móvil  $MSR = \frac{I}{S}$ , la media móvil a utilizar (mes por mes) en la estimación de la componente estacional.

Los criterios de elección son<sup>22</sup> :

---

<sup>21</sup> Ver Desestacionalización-X12 ARIMA-con Efecto Calendario. Índice Supermercados, Cortez, INE, 2008.

<sup>22</sup> Ver Desestacionalización de series económicas: el procedimiento utilizado por el Banco Central de Chile, Bravo, Correa, Luna, Ruiz, pág. 16, 2002.

- $\frac{I}{S} < 1,5 \rightarrow$  media móvil estacional de 3.
- $1,5 \leq \frac{I}{S} < 2,5 \rightarrow$  media móvil estacional de 3x3.
- $2,5 \leq \frac{I}{S} < 5 \rightarrow$  media móvil estacional de 3x5.
- $5 \leq \frac{I}{S} < 7 \rightarrow$  media móvil estacional de 3x9.
- $\frac{I}{S} \geq 7 \rightarrow$  el componente estacional es fijado de acuerdo al valor de la serie sin tendencia-ciclo.

### 3.2.4 Elección de media móvil de Henderson para estimar la componente tendencia-ciclo

El programa selecciona automáticamente, según el valor de la razón I/C, la media móvil de Henderson a utilizar en la estimación de la componente tendencia-ciclo.

El criterio de elección es<sup>23</sup>:

- $\frac{I}{C} < 1 \rightarrow$  media móvil de Henderson de 9 términos.
- $1 \leq \frac{I}{C} < 3,5 \rightarrow$  media móvil de Henderson de 13 términos.
- $\frac{I}{C} \geq 3,5 \rightarrow$  media móvil de Henderson de 23 términos.

### 3.2.5 Proceso de desestacionalización

El método X11 utiliza un algoritmo base de descomposición de series, utilizando medias móviles cuidadosamente elegidas y afinando, poco a poco, las estimaciones de las componentes a través de las iteraciones del algoritmo. Por tanto, es posible definir el algoritmo de base X11 como un doble uso consecutivo del algoritmo, cambiando iterativamente las medias móviles utilizadas.

El algoritmo, para el caso de series con frecuencia mensual, es el siguiente:

---

<sup>23</sup> Ver Desestacionalización de series económicas: el procedimiento utilizado por el Banco Central de Chile, Bravo, Correa, Luna, Ruiz, pág. 16, 2002.

Estimación de la tendencia utilizando una media móvil de 2x12:

$$TC_t = MA_{2 \times 12}(Y_t)$$

Esta media móvil de 13 términos utilizada en esta etapa, conserva las tendencias lineales, elimina la estacionalidad constante de orden 12 y minimiza la varianza de la parte irregular.

Estimación del componente estacional e irregular:

$$(S_t + I_t)^{(1)} = Y_t - TC_t^{(1)}$$

Estimación de la componente estacional con una media móvil de 3x3 sobre cada mes:

$$(S_t)^{(1)} = MA_{3 \times 3}[(S_t + I_t)^{(1)}]$$

Los coeficientes estacionales son normalizados de manera tal que la suma de los mismos, para todo período de 12 meses, sea aproximadamente nula.

$$(\tilde{S}_t)^{(1)} = (S_t)^{(1)} - MA_{2 \times 12}(S_t)^{(1)}$$

Estimación de la serie corregida de variaciones estacionales:

$$Y_t^{(SA(1))} = (TC_t - I_t)^{(1)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(1)}$$

Esta primera estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales tiene, por construcción, menos estacionalidad.

Estimación de la tendencia-ciclo con la media móvil de Henderson de 13 términos:

$$TC_t^{(2)} = H_{13}(Y_t^{(SA(1))})$$

Estimación de la componente estacional e irregular:

$$(S_t + I_t)^{(2)} = Y_t - TC_t^{(2)}$$

Estimación de la componente estacional con la media móvil 3x5 sobre cada mes:

$$(S_t)^{(2)} = MA_{3 \times 5}[(S_t + I_t)^{(2)}]$$

Los coeficientes estacionales son normalizados de manera tal que la suma de los mismos, para todo período de 12 meses, sea aproximadamente nula.

$$\tilde{S}_t^{(2)} = (S_t)^{(2)} - MA_{2 \times 12}(S_t^{(2)})$$

$$\therefore I_t^{(2)} = (S_t + I_t)^{(2)} - \tilde{S}_t^{(2)}$$

Estimación de la serie corregida de las variaciones estacionales:

$$Y_t^{(SA(2))} = (TC_t - I_t)^{(2)} = Y_t - \tilde{S}_t^{(2)}$$

Adicionalmente, el método X11 tiene una rutina para detectar las observaciones atípicas (outliers) que presenta la serie (etapa 3, 7 y 8).

### 3.2.6 Diagnóstico del ajuste estacional

Luego de realizar el procedimiento de desestacionalización de la serie, el programa X13 ARIMA SEATS entrega información para realizar análisis posteriores, tales como los componentes tendencia-ciclo, irregular y estacional, así como la serie ajustada por estacionalidad, la serie original y la serie transformada, entre otras.

Adicionalmente, el programa X13 ARIMA SEATS incluye diagnósticos para validar la calidad de nuestros resultados:

Los estadísticos M (M1 al M11), que permiten evaluar la calidad del ajuste estacional realizado, y el estadístico global de calidad Q, que es una combinación lineal de las estadísticas M. Estos estadísticos varían entre 0 y 3, pero se aceptan solo los valores inferiores a 1, es decir, mientras más pequeño su valor, mejor es su ajuste<sup>24</sup>.

Análisis espectral, para revelar la presencia de efectos estacionales o efectos de calendario.

## 3.3 Método indirecto

El método indirecto, a diferencia del método directo, realiza el procedimiento X13 ARIMA SEATS a los componentes de una serie compuesta, para luego unirlos con la finalidad de obtener la serie agregada acorde a la función utilizada para conformarla.

<sup>24</sup> Ver Desestacionalizar con el método X11, Ladiray y Quenveville, 2001.

La necesidad de ajustar estacionalmente las series de forma indirecta se relaciona con el hecho que las series agregadas pueden estar conformadas por componentes con distintas características en los patrones estacionales y en la evolución de la serie de tendencia-ciclo, las que en algunos casos requieren diferentes formas de ajuste estacional (Tiller & Evans, 2015). Por lo tanto, este análisis permite capturar la estacionalidad particular de cada componente de la serie agregada.

Otra razón que justifica el uso del método indirecto es que permite obtener series desagregadas desestacionalizadas que sean económicamente relevantes de analizar, realizando este filtro en los niveles más bajos de desagregación y uniéndolos en niveles más altos de agregación.

En el argumento anterior, además, subyace también el argumento de la aditividad que entrega este método, favoreciendo su uso, dado que al realizar la desestacionalización en series componentes, estas se unen para formar la serie compuesta como la suma ponderada de niveles inferiores.

A continuación, se resumen los argumentos que se esgrimen para optar por el método indirecto por sobre el directo:

- Permite la captura de información específica de cada serie de datos desagregada, particularmente en series con fases distintas de cimas y simas estacionales.
- Asegura la coherencia entre los diferentes conjuntos de datos (por ejemplo, cuando se utiliza un componente en dos partes diferentes de las cuentas nacionales).
- Garantiza aditividad entre los componentes y el total. Por lo tanto, un ajuste indirecto se asegurará de que los componentes desestacionalizados combinan para igualar el total desestacionalizado.

Los datos desglosados a menudo necesitan ser ajustados estacionalmente, para satisfacer las necesidades de los usuarios de las series económicas relevantes.



Los datos desglosados a veces son más importantes para los usuarios que un agregado (por ejemplo, para un análisis de género, el desempleo descompuesto por esta dicotomía resulta de mayor relevancia que el análisis que se derive del total).

Para las series de empleo, el método de mayor uso internacionalmente parece ser el indirecto aplicado a series de ocupados y desocupados, desagregados por rango etario y sexo, para luego construir las series agregadas de la fuerza de trabajo.

#### 4. Ejercicio de desestacionalización a las series de empleo de la ENE

Dada la revisión internacional consignada en los ejercicios realizados en las series de empleo de la Encuesta Nacional de Empleo se utilizará la metodología indirecta de ajuste estacional de las series, sobre la base de las siguientes igualdades:

$$FT = Oc + Des$$

$$TD = \frac{Des}{FT} \quad o \quad TD = 1 - \frac{Des}{FT}$$

Siendo  $FT$  la fuerza de trabajo,  $Oc$  la serie de ocupados,  $Des$  la relativa a los desocupados y  $TD$  es la tasa de desocupación.

Se utilizarán entonces las series de ocupados y desocupados ajustadas estacionalmente como base para construir las series de fuerza de trabajo y tasa de desocupación (vía método indirecto) ajustadas.

El ajuste sobre las series base se realiza de forma directa a la desagregación por tramos etarios<sup>25</sup> (15 - 24 años y 25 años y más) y sexo, a los que se les aplica la metodología X13-ARIMA. Una vez desestacionalizadas estas series, se agregan para formar la serie de ocupados y desocupados, respectivamente, para luego conformar la fuerza de trabajo y tasa de desocupación respectiva.

---

<sup>25</sup>Existen países que utilizan un tercer tramo etario. En el INE se probó adicionalmente el tramo de 60 años y más, sin embargo, los test arrojaron que no existía la presencia de estacionalidad en dicho componente.

Cabe mencionar que se utiliza información desde el trimestre enero-marzo de 2010<sup>26</sup>, hasta el trimestre diciembre-febrero de 2017, con la finalidad de utilizar el máximo de información disponible, pero dejando información fuera para calcular estadísticos asociados al ajuste fuera de muestra para los modelos SARIMA.

#### 4.1 Serie ocupados

La serie de ocupados representa a “todas las personas en edad de trabajar (15 años y más), que durante la semana de referencia, dedicaron al menos una hora a alguna actividad para producir bienes o servicios a cambio de una remuneración o beneficios ya sea en dinero o en especies”<sup>27</sup>.

Para esta serie, se aplica el método directo a las series de:

- Ocupados hombres de 15 a 24 años.
- Ocupados hombres de 25 y más años.
- Ocupados mujeres de 15 a 24 años.
- Ocupados mujeres de 25 y más años.

A continuación, exponemos los resultados obtenidos.

##### 4.1.1 Elección del modelo SARIMA

- **Ocupados hombres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el  $([3] 1 0) (1 1 0)$  y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Ocupados hombres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
AR(3)	-0,254	0,107	-2,38	0,020
AR(12)	-0,345	0,109	-3,16	0,002

<sup>26</sup>A contar del trimestre enero-marzo 2010 entró en vigencia la actual Encuesta Nacional de Empleo, la cual incorporó importantes cambios metodológicos, conceptuales y operativos en la medición del empleo y desempleo. Debido a lo anterior, la antigua ENE (1986-2010) no es comparable con la vigente Encuesta Nacional de Empleo.

<sup>27</sup>Glosario Nueva Encuesta Nacional de Empleo, INE, Chile.

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Ocupados de 25 y más años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 0) (2 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Ocupados hombres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	<i>p-value</i>
AR(12)	0,283	0,089	3,18	0,002
AR(24)	0,444	0,102	4,36	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Ocupados mujeres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (1 1 [3]) (0 1 1) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Ocupados mujeres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	<i>p-value</i>
AR(1)	-0,321	0,009	-35,33	0,000
MA(3)	0,437	0,093	4,69	0,000
MA(12)	0,916	0,088	10,38	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Ocupados mujeres de 25 y más años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 3) (2 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Ocupados mujeres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
AR(12)	0,243	0,080	3,03	0,004
AR(24)	0,477	0,101	4,72	0,000
MA(1)	-0,339	0,097	-3,50	0,001
MA(2)	-0,291	0,097	-2,99	0,004
MA(3)	0,261	0,097	2,70	0,009

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

#### 4.1.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad Identificable

A continuación, se exponen los resultados de las pruebas estadísticas para detectar estacionalidad en las series de ocupados.

- **Ocupados hombres de 15 a 24 años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	1721,327	11	156,484	122,332
Residuos	104,893	82	1,279	
Total	1826,220	93		

Dado que el valor  $F = 122,332$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva ocupados hombres 15-24 años				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	3,021	5	0,604	0,517
<b>Error</b>	64,285	55	1,169	

Dado que el valor  $F = 0,517$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,057
<b>T2</b>	0,013
<b>T</b>	0,187

Dado que el valor  $T = 0,187 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Ocupados hombres de 25 años y más**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	11,208	11	1,019	20,287
<b>Residuos</b>	4,118	82	0,05	
<b>Total</b>	15,327	93		

Dado que el valor  $F = 20,287$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	0,535	5	0,107	4,126
<b>Error</b>	1,427	55	0,026	

Dado que el valor  $F = 4,126$  hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 1% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,345
T2	0,610
T	0,691

Dado que el valor  $T = 0,691 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Ocupados mujeres de 15 a 24 años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	1054,84	11	95,895	46,730
Residuos	168,273	82	2,052	
Total	1223,113	93		

Dado que el valor  $F = 46,730$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre años	2,941	5	0,588	0,461
Error	70,162	55	1,276	

Dado que el valor  $F = 0,461$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,150
T2	0,030
T	0,299

Dado que el valor  $T=0,299 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Ocupados mujeres de 25 años y más**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	40,456	11	3,678	18,640
<b>Residuos</b>	16,179	82	0,197	
<b>Total</b>	56,635	93		

Dado que el valor  $F = 18,640$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	0,761	5	0,152	1,164
<b>Error</b>	7,193	55	0,131	

Dado que el valor  $F = 1,164$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,376
<b>T2</b>	0,187
<b>T</b>	0,531

Dado que el valor  $T=0,531 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

#### 4.1.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional

Una vez proyectadas y retroproyectadas las series, se procede a utilizar los filtros para el procedimiento de ajuste estacional. Para el tramo de 15 a 24 años se utiliza un filtro estacional de 3x5, mientras que el filtro de tendencia de Henderson corresponde a 13 términos para hombres y 9 para mujeres. Para el tramo de 25 y más años los filtros son de 3x5 y de 13 términos, respectivamente.

Aplicados los filtros, se procede al análisis de los estadísticos de monitoreo y evaluación de la calidad de la desestacionalización, que se componen de los once estadísticos M y el estadístico Q mencionados en el capítulo 3. Para ambos tramos sus valores son:

Estadístico	Hombres		Mujeres	
	Tramo 15 a 24 años	Tramo 25 y más años	Tramo 15 a 24 años	Tramo 25 y más años
<b>M01</b>	0,135	0,491	0,314	0,594
<b>M02</b>	0,075	0,254	0,211	0,153
<b>M03</b>	0,116	0,000	0,563	0,000
<b>M04</b>	1,086	0,128	0,032	0,799
<b>M05</b>	0,436	0,097	0,509	0,094
<b>M06</b>	0,366	0,838	0,234	0,056
<b>M07</b>	0,187	0,691	0,299	0,531
<b>M08</b>	0,289	0,677	0,428	0,921
<b>M09</b>	0,165	0,444	0,341	0,835
<b>M10</b>	0,283	0,779	0,474	1,092
<b>M11</b>	0,236	0,669	0,447	1,062
<b>Q</b>	0,291	0,442	0,338	0,461
<b>Q2</b>	0,318	0,466	0,353	0,499

Los estadísticos M y los Q son satisfactorios, por lo que la bondad del ajuste estacional es de buena calidad, acorde a estos resultados.



## 4.2 Serie desocupados

La serie de desocupados representa a “todas las personas en edad de trabajar (15 años y más), que no estaban ocupadas durante la semana de referencia, que habían llevado a cabo actividades de búsqueda activa de un puesto de trabajo durante las últimas cuatro semanas (incluyendo de la referencia) y que estaban disponibles para trabajar en las próximas dos semanas (posteriores a la de referencia)”.

Para esta serie, se aplica el método directo a las series de:

- Desocupados hombres de 15 a 24 años.
- Desocupados hombres de 25 y más años.
- Desocupados mujeres de 15 a 24 años.
- Desocupados mujeres de 25 y más años.

A continuación, exponemos los resultados obtenidos.

### 4.2.1 Elección del modelo

- **Desocupados hombres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 2) (1 0 1) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados hombres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
AR(12)	0,927	0,044	21,16	0,000
MA(1)	0,164	0,089	1,84	0,071
MA(2)	0,428	0,091	4,70	0,000
MA(12)	0,734	0,075	9,85	0,000
A0.2013.08	-0,127	0,041	-3,10	0,003
A0.2013.09	-0,192	0,050	-3,84	0,000
A0.2013.10	-0,150	0,042	-3,55	0,001
A0.2013.12	0,153	0,042	3,61	0,001
A0.2014.01	0,155	0,050	3,09	0,003
A0.2014.02	0,128	0,041	3,14	0,003

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados hombres de 25 años y más**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 [3]) (1 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados hombres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
AR(12)	0,380	0,096	3,94	0,000
MA(3)	0,482	0,088	5,47	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados mujeres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 3) (1 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados mujeres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
<b>AR(12)</b>	0,347	0,104	3,33	0,002
<b>MA(1)</b>	-0,186	0,062	-2,99	0,004
<b>MA(2)</b>	-0,128	0,061	-2,09	0,041
<b>MA(3)</b>	0,828	0,066	12,54	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 10%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados mujeres de 25 años y más**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 3) (0 0 1) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados mujeres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
<b>MA(1)</b>	-0,209	0,069	-3,01	0,003
<b>MA(2)</b>	-0,223	0,069	-3,23	0,002
<b>MA(3)</b>	0,783	0,071	11,05	0,000
<b>MA(12)</b>	-0,362	0,099	-3,66	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son significativos.

#### 4.2.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad identificable

A continuación se exponen los resultados de las pruebas estadísticas para detectar estacionalidad en las series de ocupados por tramo etario.

- **Desocupados hombres de 15 a 24 años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	1091,652	11	99,241	12,429
<b>Residuos</b>	654,747	82	7,985	
<b>Total</b>	1746,399	93		

Dado que el valor  $F = 12,429$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	26,873	5	5,375	1,087
<b>Error</b>	272,053	55	4,946	

Dado que el valor  $F = 1,087$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,563
<b>T2</b>	0,262
<b>T</b>	0,642

Dado que el valor  $T = 0,642 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Desocupados hombres de 25 años y más**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	3075,913	11	279,628	53,861
<b>Residuos</b>	425,714	82	5,192	
<b>Total</b>	3501,626	93		

Dado que el valor  $F = 53,861$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	19,676	5	3,935	0,814
<b>Error</b>	265,959	55	4,836	

Dado que el valor  $F = 0,814$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,123
<b>T2</b>	0,043
<b>T</b>	0,288

Dado que el valor  $T = 0,288 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- Desocupados mujeres de 15 a 24 años

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	2896,781	11	263,344	16,235
Residuos	1330,095	82	16,221	
Total	4226,876	93		

Dado que el valor  $F = 16,235$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre años	36,965	5	7,393	0,629
Error	646,843	55	11,761	

Dado que el valor  $F = 0,629$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,431
T2	0,116
T	0,523

Dado que el valor  $T = 0,523 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Desocupados mujeres de 25 y más años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	2093,147	11	190,286	32,772
<b>Residuos</b>	476,122	82	5,806	
<b>Total</b>	2569,269	93		

Dado que el valor  $F = 32,772$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	17,462	5	3,492	0,867
<b>Error</b>	221,498	55	4,027	

Dado que el valor  $F = 0,867$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,214
<b>T2</b>	0,079
<b>T</b>	0,383

Dado que el valor  $T = 0,383 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

#### 4.2.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional

Una vez proyectadas y retroproyectadas las series, se procede a utilizar los filtros para el procedimiento de ajuste estacional. Para el tramo de 15 a 24 años se utiliza un filtro estacional de  $3 \times 5$ , mientras que el filtro de tendencia de Henderson

corresponde a 9 términos. Para el tramo de 25 y más años los filtros son también de 3x5 y 9 términos en ambos sexos, respectivamente.

Aplicados los filtros, se procede al análisis de los estadísticos de monitoreo y evaluación de la calidad de la desestacionalización, que se compone de los once estadísticos M y el estadístico Q mencionados en el capítulo 3. Para ambos tramos sus valores son:

Estadístico	Hombres		Mujeres	
	Tramo 15 a 24	Tramo 25 y más	Tramo 15 a 24	Tramo 25 y más
	años	años	años	años
<b>M01</b>	0,72	0,423	0,885	0,379
<b>M02</b>	0,644	0,126	0,645	0,086
<b>M03</b>	0,400	0,236	0,134	0,315
<b>M04</b>	1,278	0,32	0,320	0,415
<b>M05</b>	0,413	0,266	0,254	0,325
<b>M06</b>	0,259	0,578	0,261	0,662
<b>M07</b>	0,642	0,296	0,523	0,383
<b>M08</b>	0,811	0,416	1,252	0,410
<b>M09</b>	0,753	0,325	1,192	0,271
<b>M10</b>	1,070	0,530	1,501	0,444
<b>M11</b>	1,063	0,524	1,464	0,392
<b>Q</b>	0,667	0,340	0,636	0,364
<b>Q2</b>	0,670	0,366	0,635	0,398

Los estadísticos M y los Q son satisfactorios, por lo que la bondad del ajuste estacional es de buena calidad, acorde a estos resultados.

### 4.3 Serie desocupados incluyendo iniciadores disponibles

Los iniciadores disponibles son todas las personas fuera de la fuerza de trabajo que esgrimen no haber buscado trabajo en las últimas cuatro semanas debido a que iniciarán pronto una actividad laboral y que, al mismo tiempo, declaran disponibilidad. Este grupo poblacional se incluye dentro de los Inactivos, pero para



ciertos efectos (de armonización estadística con la OCDE) se suma a la población desocupada para calcular una tasa de desocupación con iniciadores disponibles.

Para esta serie, se aplica el método directo a las series de:

- Desocupados hombres con iniciadores disponibles de 15 a 24 años.
- Desocupados hombres con iniciadores disponibles de 25 y más años.
- Desocupados mujeres con iniciadores disponibles de 15 a 24 años.
- Desocupados mujeres con iniciadores disponibles de 25 y más años.

A continuación exponemos los resultados obtenidos.

#### 4.3.1 Elección del modelo

- **Desocupados e iniciadores disponibles hombres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 2) (1 0 1) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados con iniciadores disponibles hombres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	p-value
<b>AR(12)</b>	0,935	0,040	23,55	0,000
<b>MA(1)</b>	0,179	0,087	2,06	0,042
<b>MA(2)</b>	0,476	0,089	5,36	0,000
<b>MA(12)</b>	0,740	0,077	9,65	0,000
<b>A0.2013.08</b>	-0,128	0,040	-3,20	0,002
<b>A0.2013.09</b>	-0,134	0,050	-2,66	0,009
<b>A0.2013.10</b>	-0,115	0,042	-2,74	0,007
<b>A0.2013.12</b>	0,103	0,042	2,45	0,016
<b>A0.2014.01</b>	0,122	0,050	2,43	0,017
<b>A0.2014.02</b>	0,113	0,040	2,83	0,006

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados e iniciadores disponibles hombres de 25 años y más**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 [3]) (1 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados con iniciadores disponibles hombres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	<i>p-value</i>
<b>AR(12)</b>	0,369	0,098	3,79	0,000
<b>MA(3)</b>	0,452	0,089	5,07	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados e iniciadores disponibles mujeres de 15 a 24 años**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 3) (1 0 0) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados con iniciadores disponibles mujeres de 15 a 24 años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	<i>p-value</i>
<b>AR(12)</b>	0,373	0,103	3,64	0,000
<b>MA(1)</b>	-0,179	0,063	-2,86	0,005
<b>MA(2)</b>	-0,116	0,061	-1,89	0,062
<b>MA(3)</b>	0,821	0,066	12,50	0,000

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 10%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

- **Desocupados e iniciadores disponibles mujeres de 25 años y más**

El modelo SARIMA seleccionado es el (0 1 3) (0 0 1) y los parámetros obtenidos se muestran en la siguiente tabla:

Desocupados con iniciadores disponibles mujeres de 25 y más años				
Parámetro	Estimación	Error estándar	t	<i>p-value</i>
MA(1)	-0,197	0,069	-2,85	0,006
MA(2)	-0,217	0,069	-3,16	0,002
MA(3)	0,792	0,071	11,17	0,000
MA(12)	-0,349	0,098	-3,56	0,001

Considerando que los *p-value* de los parámetros estimados son menores al 5%, existe evidencia estadística para rechazar  $H_0$ , es decir, los parámetros son estadísticamente significativos.

#### 4.3.2 Prueba T para detectar presencia de estacionalidad identificable

A continuación se exponen los resultados de las pruebas estadísticas para detectar estacionalidad en las series de desocupados con iniciadores disponibles por tramo etario.

- Desocupados e iniciadores disponibles hombres de 15 a 24 años

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre meses</b>	1229,637	11	111,785	14,433
<b>Residuos</b>	635,091	82	7,745	
<b>Total</b>	1864,728	93		

Dado que el valor  $F = 14,433$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
<b>Entre años</b>	18,650	5	3,730	0,691
<b>Error</b>	296,697	55	5,394	

Dado que el valor  $F = 0,691$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
<b>T1</b>	0,485
<b>T2</b>	0,144
<b>T</b>	0,561

Dado que el valor  $T = 0,561 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Desocupados e iniciadores disponibles hombres de 25 años y más**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	2731,573	11	248,325	51,795
Residuos	393,137	82	4,794	
Total	3124,710	93		

Dado que el valor  $F = 51,795$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre años	13,685	5	2,737	0,570
Error	263,940	55	4,799	

Dado que el valor  $F = 0,570$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,135
T2	0,033
T	0,290

Dado que el valor  $T = 0,290 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Desocupados e iniciadores disponibles mujeres de 15 a 24 años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	3650,119	11	331,829	21,232
Residuos	1281,584	82	15,629	
Total	4931,703	93		

Dado que el valor  $F = 21,232$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre años	52,233	5	10,447	0,930
Error	618,096	55	11,238	

Dado que el valor  $F = 0,930$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,330
T2	0,131
T	0,480

Dado que el valor  $T = 0,480 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

- **Desocupados e iniciadores disponibles mujeres de 25 y más años**

Test de estacionalidad estable				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre meses	1699,408	11	154,492	30,715
Residuos	412,442	82	5,030	
Total	2111,850	93		

Dado que el valor  $F = 30,715$ , hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad estable al 0,1% de significancia.

Test de estacionalidad evolutiva				
	Suma cuadrados	Grados de libertad	Suma media cuadrados	Valor F
Entre años	13,266	5	2,653	0,773
Error	188,769	55	3,432	

Dado que el valor  $F = 0,773$ , no hay evidencia estadística de la presencia de estacionalidad móvil al 5% de significancia.

Estadístico T	
T1	0,228
T2	0,076
T	0,389

Dado que el valor  $T = 0,389 < 1$ , se rechaza  $H_0$ , concluyéndose que existe presencia de estacionalidad identificable.

#### 4.3.3 Filtros utilizados y pruebas de bondad de ajuste estacional

Una vez proyectadas y retroproyectadas las series, se procede a utilizar los filtros para el procedimiento de ajuste estacional. Para el tramo de 15 a 24 años se utiliza un filtro estacional de  $3 \times 5$ , mientras que el filtro de tendencia de Henderson

corresponde a 9 términos. Para el tramo de 25 y más años los filtros son también de 3x5 y 9 términos en ambos sexos, respectivamente.

Aplicados los filtros, se procede al análisis de los estadísticos de monitoreo y evaluación de la calidad de la desestacionalización, que se compone de los once estadísticos M y el estadístico Q mencionados en el capítulo 3. Para ambos tramos sus valores son:

Estadístico	Hombres		Mujeres	
	Tramo 15 a 24 años	Tramo 25 y más años	Tramo 15 a 24 años	Tramo 25 y más años
<b>M01</b>	0,616	0,598	0,677	0,396
<b>M02</b>	0,511	0,162	0,503	0,088
<b>M03</b>	0,398	0,24	0,132	0,329
<b>M04</b>	1,086	0,128	0,511	0,799
<b>M05</b>	0,361	0,251	0,258	0,333
<b>M06</b>	0,118	0,494	0,211	0,681
<b>M07</b>	0,561	0,29	0,48	0,389
<b>M08</b>	0,873	0,465	1,065	0,398
<b>M09</b>	0,816	0,377	1,020	0,273
<b>M10</b>	1,139	0,567	1,269	0,429
<b>M11</b>	1,137	0,520	1,241	0,393
<b>Q</b>	0,606	0,343	0,559	0,401
<b>Q2</b>	0,618	0,366	0,566	0,439

Los estadísticos M y los Q son satisfactorios, por lo que la bondad del ajuste estacional es buena.

## **5. Composición series ocupados, desocupados, fuerza de trabajo y tasa de desocupación**

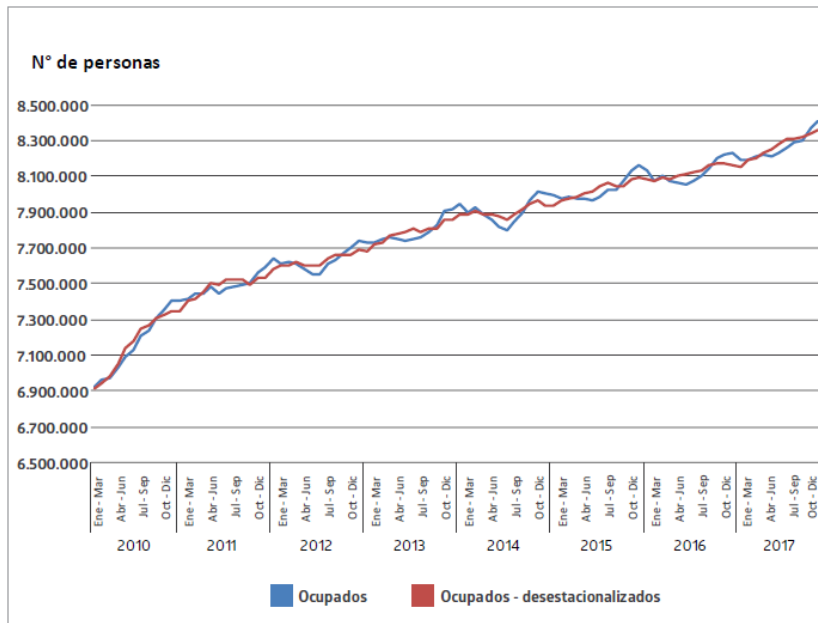
Tal como se señala al comienzo del capítulo 4, las series compuestas del nivel de ocupados, desocupados y de fuerza de trabajo, así como la tasa de desocupación, se construyen en base a las desagregaciones por tramo etario y sexo.

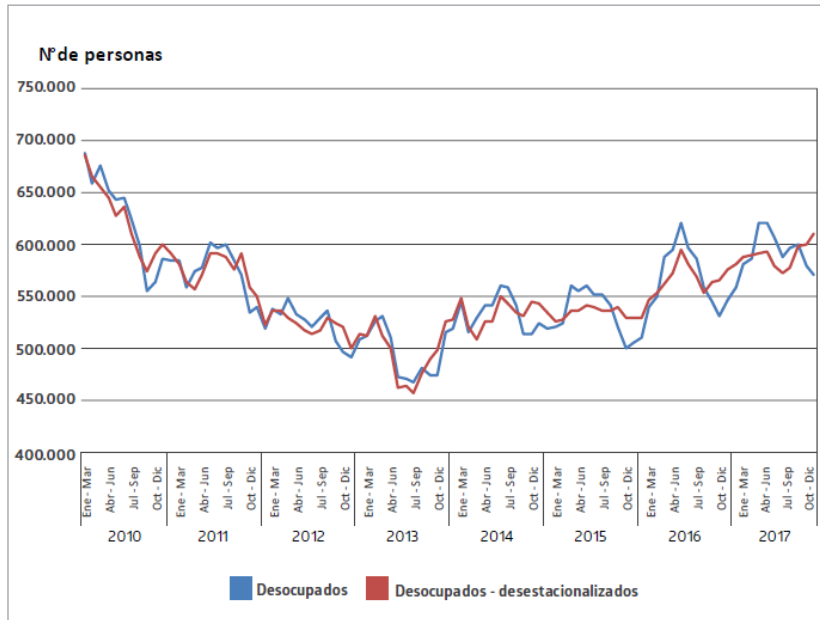


## 5.1 Ocupados y desocupados

A continuación, en las siguientes dos gráficas, se exponen los resultados del nivel de ocupados y desocupados totales, tanto su valor original como su valor desestacionalizado, compuesto mediante la suma de la desagregación por sexo y tramo etario, a los que se les aplicó el ajuste estacional.

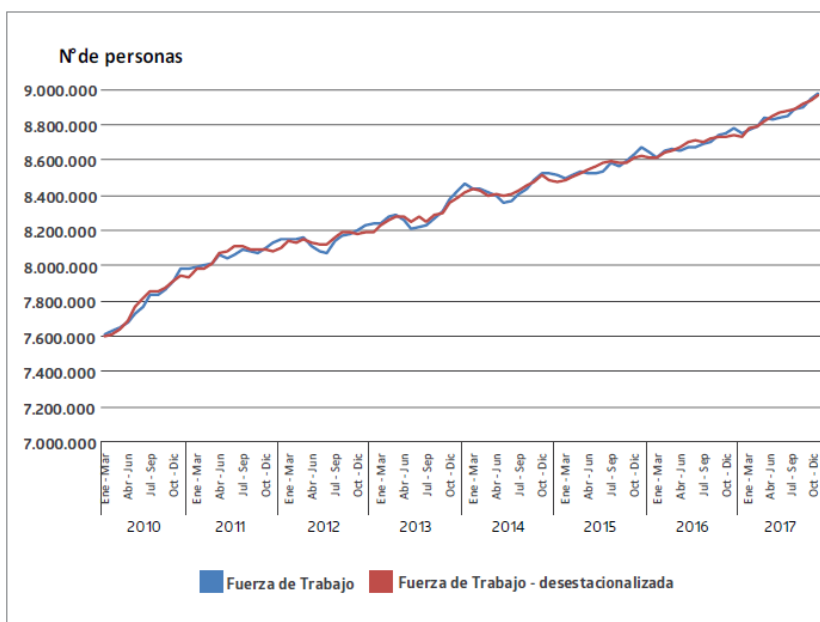
**Gráfico 1: Serie de nivel de ocupados original y desestacionalizada**



**Gráfico 2: serie nivel de desocupados original y desestacionalizada**

## 5.2 Fuerza de trabajo

La fuerza de trabajo es construida a través de la suma de las series de ocupados y desocupados. A continuación, se expone la gráfica de esta variable, tanto sus valores originales, así como los valores ajustados estacionalmente.

**Gráfico 3: Serie nivel de fuerza de trabajo original y desestacionalizada**

### 5.3 Tasa de desocupación

Tal como fue señalado al comienzo del capítulo 4, la tasa de desocupación se encuentra definida por:

$$TD = \frac{Des}{FT} \quad o \quad TD = 1 - \frac{Oc}{FT}$$

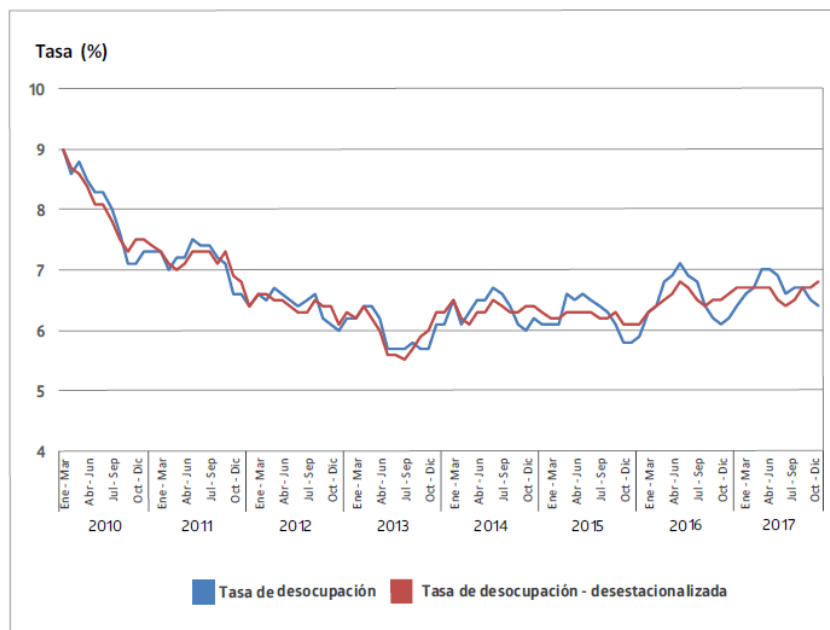
Además, se define la tasa de desocupación ajustada estacionalmente como:

$$TD^{SA} = \frac{Des^{SA}}{FT^{SA}} \quad o \quad TD^{SA} = 1 - \frac{Oc^{SA}}{FT^{SA}}$$

Aquí, el supra-índice *SA* se refiere a la serie ajustada estacionalmente.

Definido esto, se muestra en la gráfica siguiente, la tasa de desocupación original y la ajustada estacionalmente.

**Gráfico 4: Tasa de desocupación original y desestacionalizada**



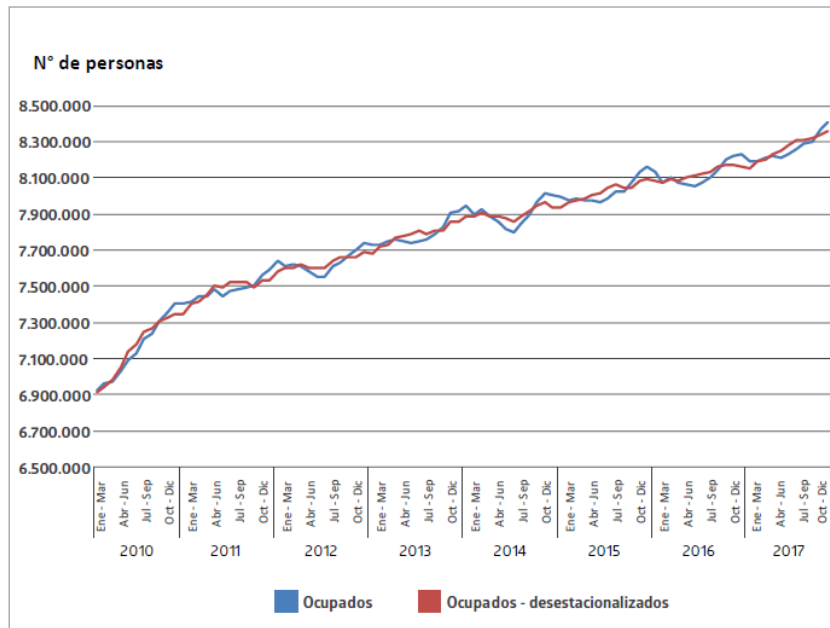
## 6. Composición series incluyendo iniciadores disponibles

A continuación, se presentan los componentes de las series de ocupados y desocupados incluyendo iniciadores disponibles. Además, las series de fuerza de trabajo y tasa de desocupación con iniciadores disponibles.

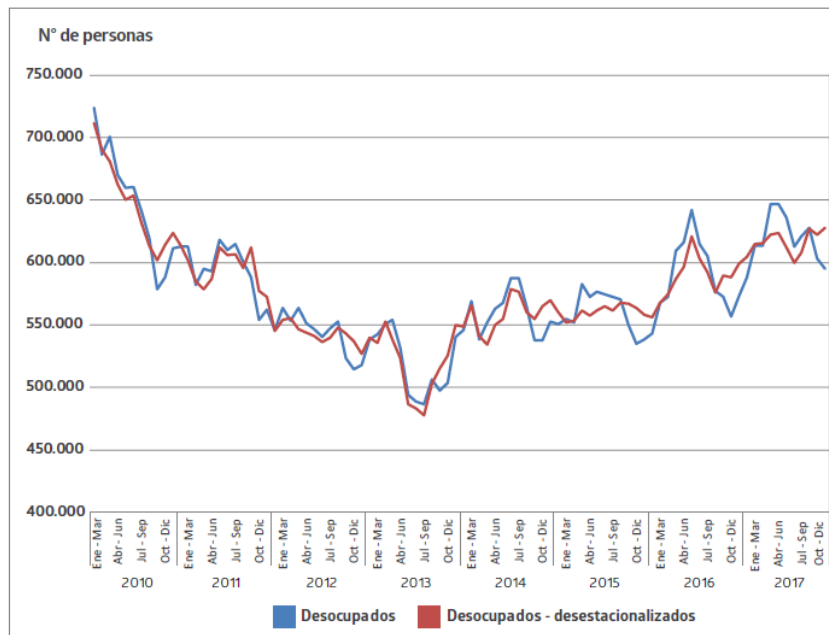
## 6.1 Ocupados y desocupados incluyendo iniciadores disponibles

En las siguientes dos gráficas se exponen los resultados del nivel de ocupados y desocupados totales, tanto su valor original como su valor desestacionalizado, compuesto mediante la suma de la desagregación por sexo y tramo etario a los que se les aplicó el ajuste estacional.

**Gráfico 5: Serie de nivel de ocupados original y desestacionalizada**



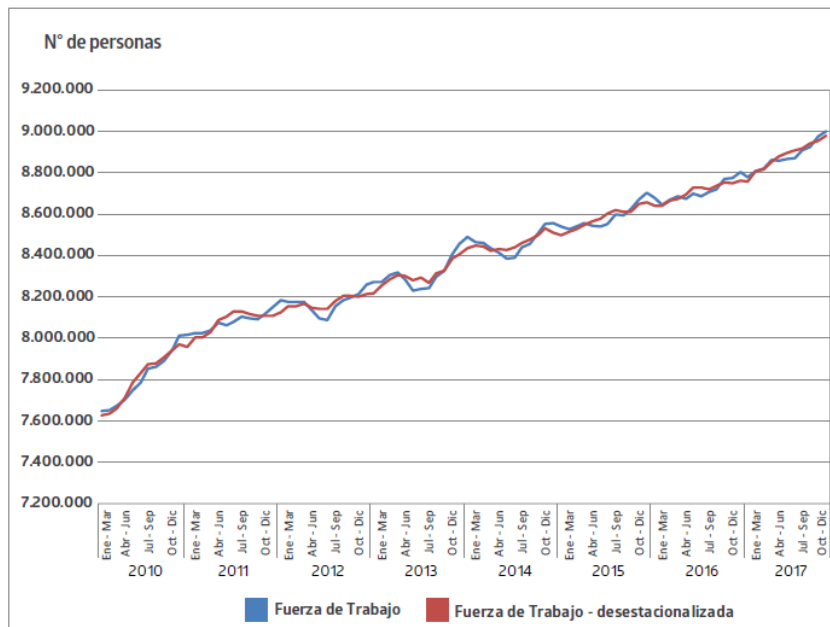
**Gráfico 6: Serie nivel de desocupados e iniciadores disponibles, original y desestacionalizada**



## 6.2 Fuerza de trabajo con iniciadores disponibles

La fuerza de trabajo es construida a través de la suma de las series de ocupados y desocupados. A continuación se expone la gráfica de esta variable, tanto sus valores originales, así como los valores ajustados estacionalmente.

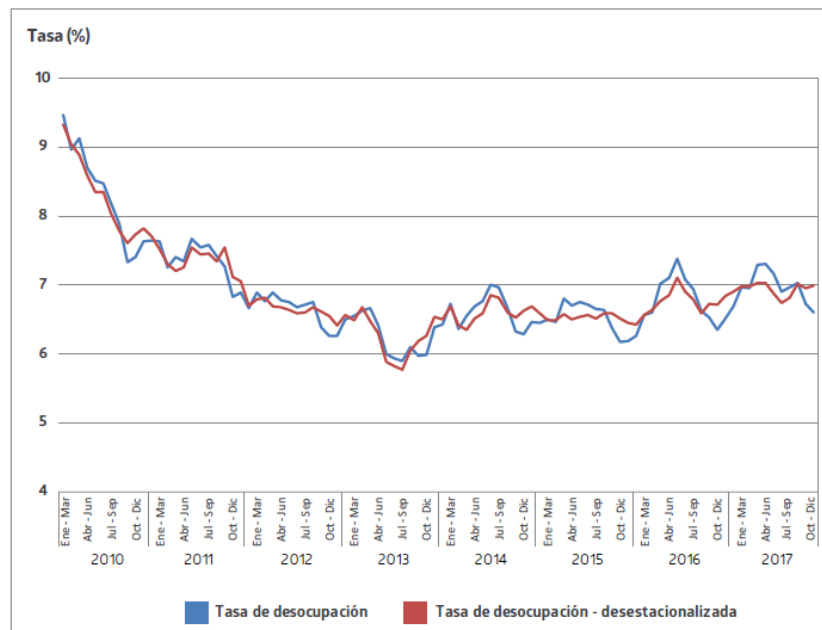
**Gráfico 7: Serie nivel de fuerza de trabajo e iniciadores disponibles original y desestacionalizada**



### 6.3 Tasa de desocupación con iniciadores disponibles

En la gráfica siguiente, se presenta la tasa de desocupación más iniciadores disponibles, original y ajustada estacionalmente.

**Gráfico 8: Tasa de desocupación e iniciadores disponibles, original y desestacionalizada**



## 7. Conclusiones

Este estudio presenta la metodología de desestacionalización de la tasa de desocupación publicada por la Encuesta Nacional de Empleo (ENE), a través del programa X13 ARIMA SEATS y su aplicación al caso chileno.

Una vez desestacionalizada la tasa de desocupación, la serie resultante permite realizar comparaciones directas mes a mes y entre meses del año o años distintos, independiente del mes particular del indicador, de los días laborables que posea o de si es año bisiesto.

Se aplicó el proceso de desestacionalización sobre las series de empleo de ocupados y desocupados por rangos etarios de 15 a 24 años y de 25 y más años, además de desagregar por sexo. El resultado de este proceso, realizado mediante método indirecto, sirvió de insumo para obtener la serie fuerza de trabajo y tasa de desocupación ajustada estacionalmente.

Los resultados obtenidos muestran que cada serie ajustada presentaba patrones estacionales distintos y modelos de proyección SARIMA disímiles, por lo que la desagregación realizada se considera adecuada.

La publicación de este trabajo permite poner a disposición de los usuarios la metodología empleada por el INE para la descomposición temporal de las series de ocupación y desocupación, considerando que esto es factible al contar con observaciones suficientes para dicho cálculo, a través de la vigente Encuesta Nacional de Empleo.

A su vez, incorporar las series de desocupados incluyendo iniciadores disponibles permite contar con un indicador comparable internacionalmente, acorde a los requerimientos de la OCDE.

Por último, es recomendable continuar con los esfuerzos para mejorar los procedimientos de desestacionalización y su aplicación a series de empleo con mayor desagregación de las que el presente estudio incorpora, por lo que se espera que, para futuros procesos de ajuste estacional, se cuente con un número de observaciones

suficientes para obtener una tasa de desocupación ajustada estacionalmente, tanto a nivel nacional como regional.



## 8. Bibliografía

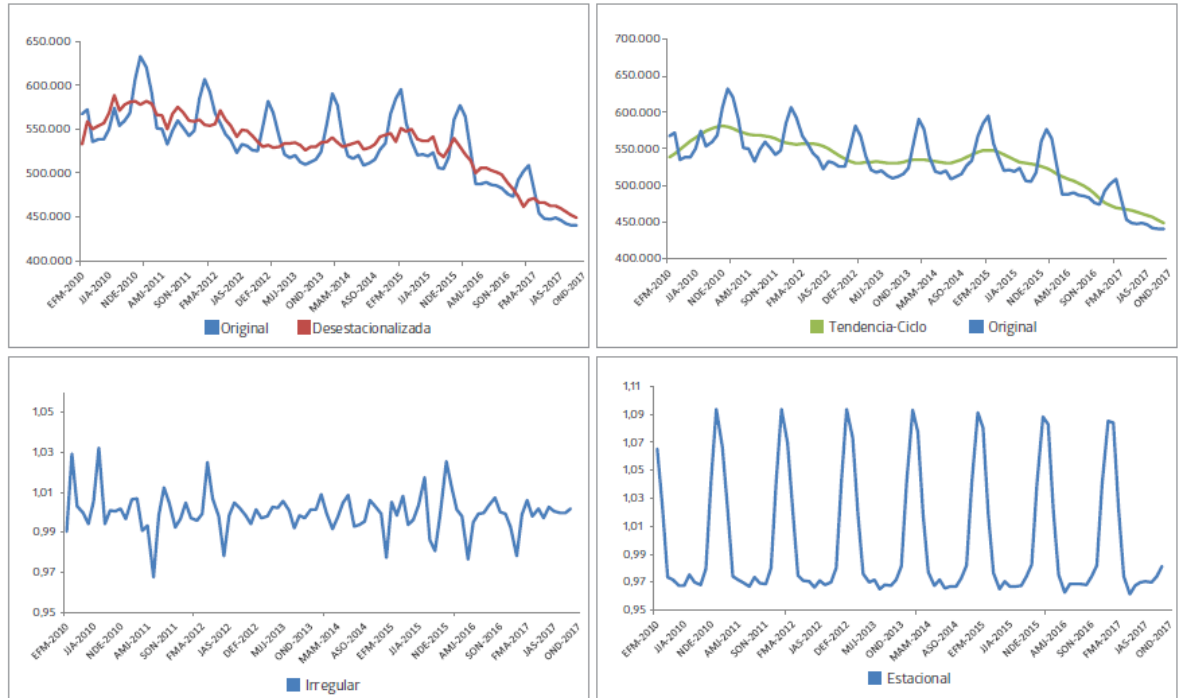
- Bell W., Findley D., Monsell B., Otto M., Chen B. (1998). New capabilities and methods of the X12 ARIMA seasonal adjustment program. U.S. Bureau of the Census.
- Benavides J. (2007). Desestacionalización del Índice de Producción Física de la Industria Manufacturera. Universidad de Santiago de Chile.
- Bravo H., Correa V., Luna L., Ruiz F. (2002). Desestacionalización de series económicas: el procedimiento utilizado por el Banco Central de Chile. Banco Central de Chile.
- Camones F., Miranda L., Ordoñez E., Vásquez J. (2002) Desestacionalización de Series Económicas. Instituto Nacional de Estadística e Informática de Perú.
- Chatfield C. (1995). The Analysis of Time Series. Chapman & Hall/CRC.
- Cortez J. (2008). Desestacionalización – X12-ARIMA – Con efecto calendario. Índice Supermercados. Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.
- Cortez J., Oñate L. y Pastén W. (2013). Desestacionalización de las Series Coyunturales de Sectores Económicos. Instituto Nacional de Estadísticas de Chile.
- García, M., Linaza, N., & Olaeta, H. (2005). Nuevos métodos de corrección y desestacionalización en estadísticas coyunturales. Vitoria-Gasteiz: Instituto Vasco de Estadística.
- Kikut, A. (1997). Aplicación del método de desestacionalización directo e indirecto al flujo de divisas. San José: Banco Central de Costa Rica.
- Ladiray D., Quenveville B. (2000-2001). Desestacionalizar con el método X11. Universite de Bruxelles.
- ONS. (2007). Guide to seasonal adjustment with X-12-ARIMA. Newport: Office for National Statistics.

- Tiller, R., & Evans, T. (2015). Methodology for seasonally adjusting national household survey labor force series with revisions for 2015. Washington: Bureau of Labor Statistics.
- U.S. Census Bureau (2011). X12 ARIMA Reference Manual, version 0.3.
- U.S. Census Bureau. Seven Papers for New Users of X-12ARIMA: <http://www.census.gov/srd/www/x13as/papers4newusers.html>
- Villareal F. (2005). Elementos teóricos del Ajuste Estacional de series económicas utilizando X12 ARIMA y TRAMO SEATS. CEPAL.
- Young A. (1965). Estimating trading day variation in monthly economic time series. Bureau of the Census.

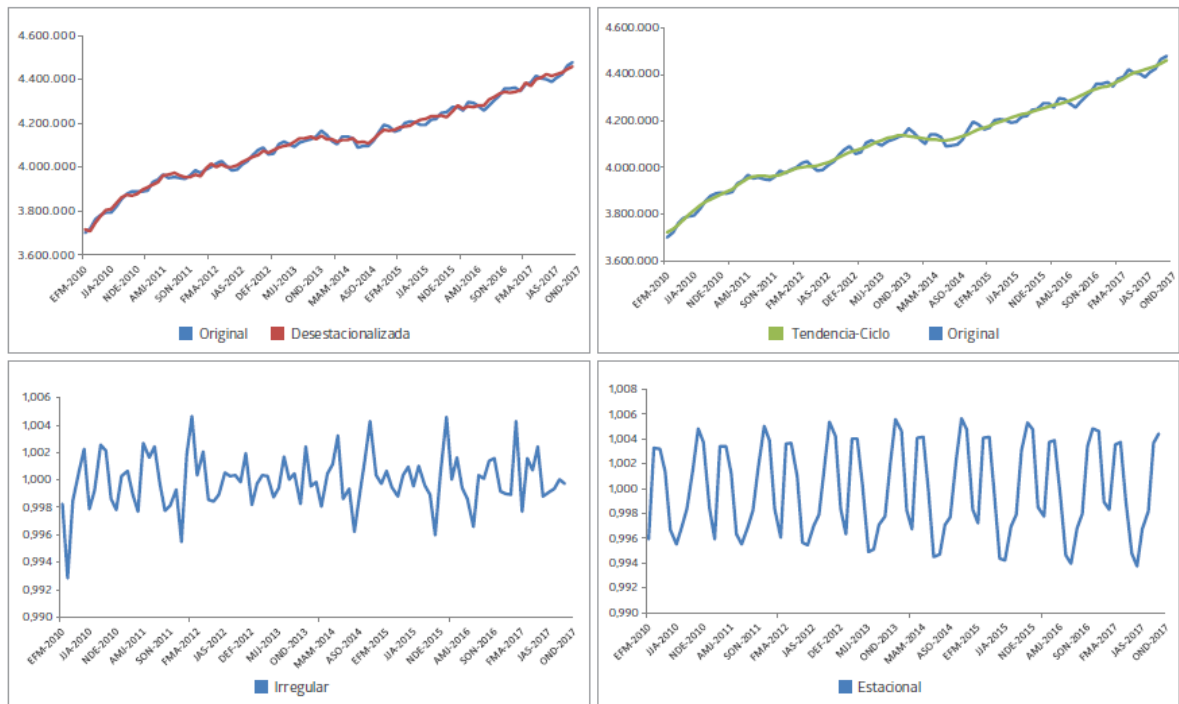
## 9. Anexo: componentes de las series ajustadas estacionalmente y series agregadas

### 9.1 Componentes de las series ajustadas estacionalmente

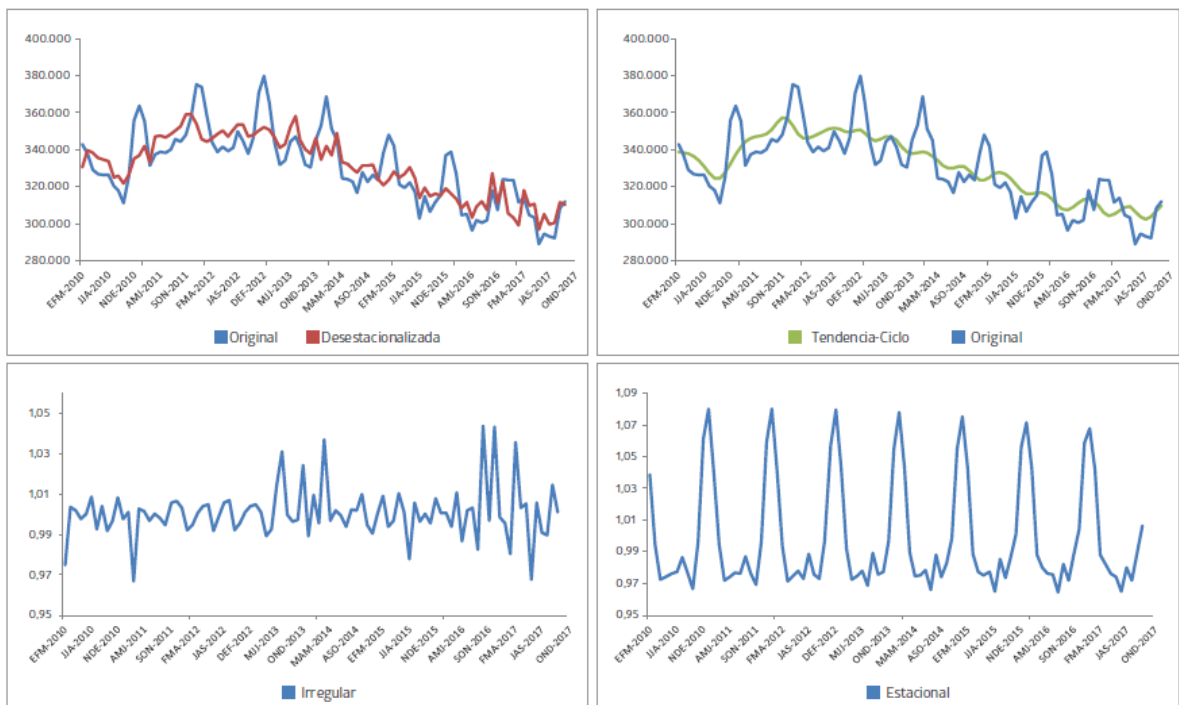
#### 9.1.1 Ocupados hombres de 15 a 24 años



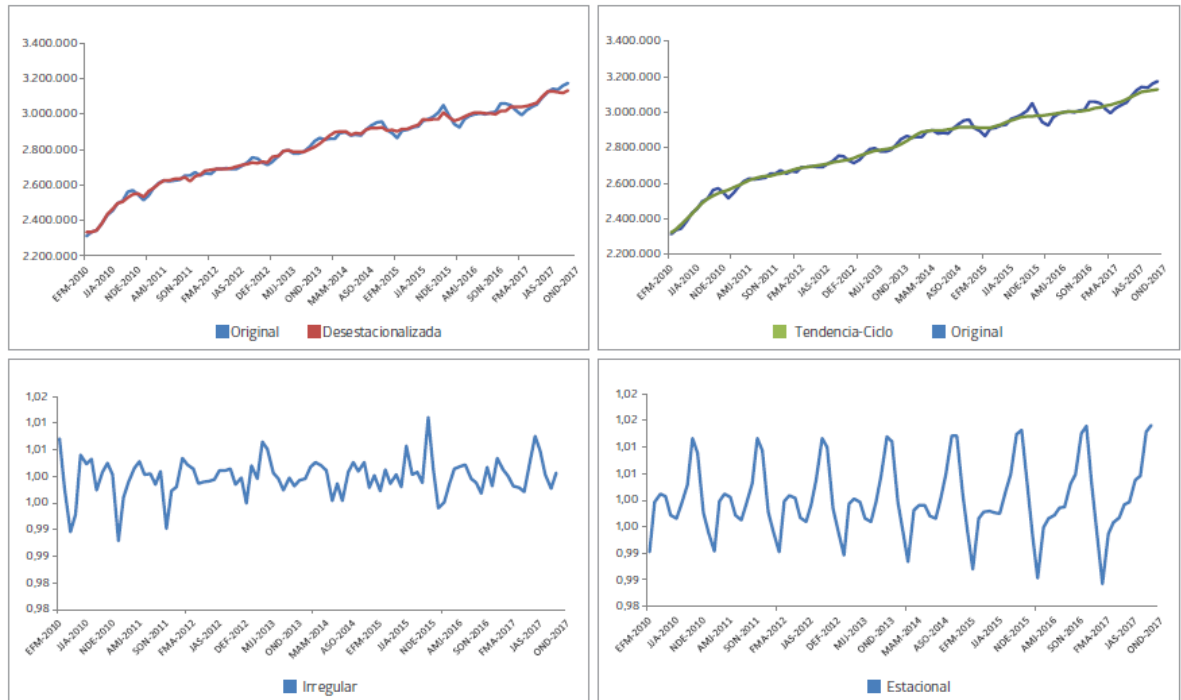
### 9.1.2 Ocupados hombres de 25 y más años



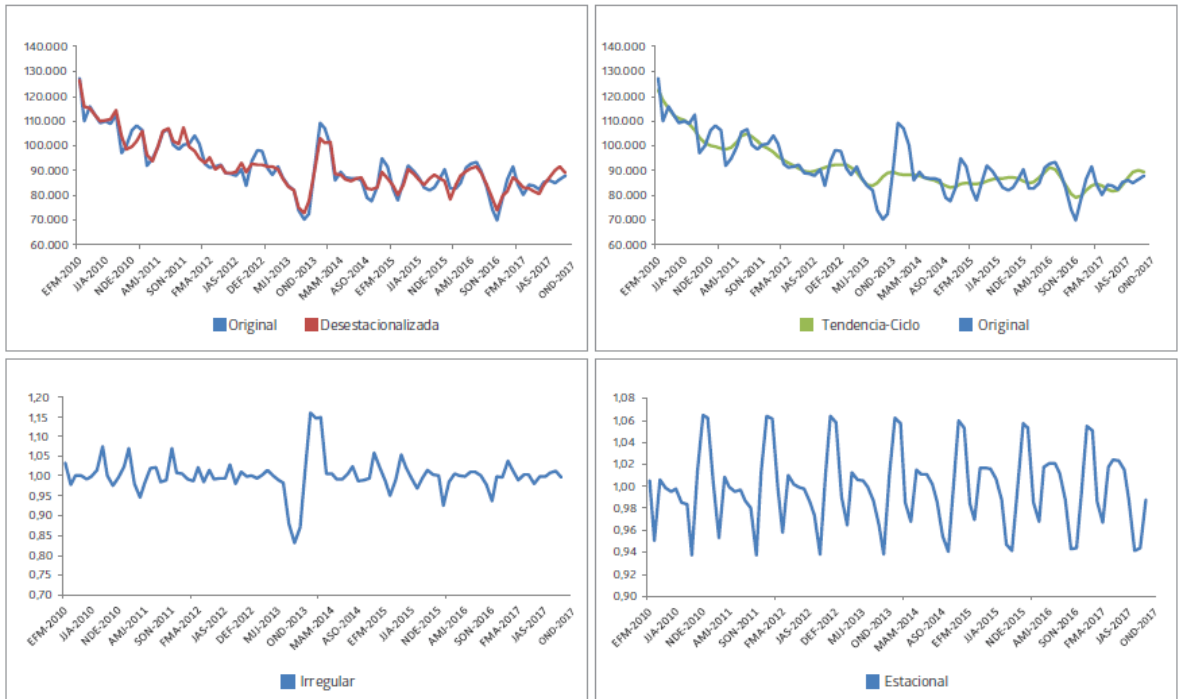
### 9.1.3 Ocupados mujeres de 15 a 24 años



### 9.1.4 Ocupados mujeres de 25 y más años



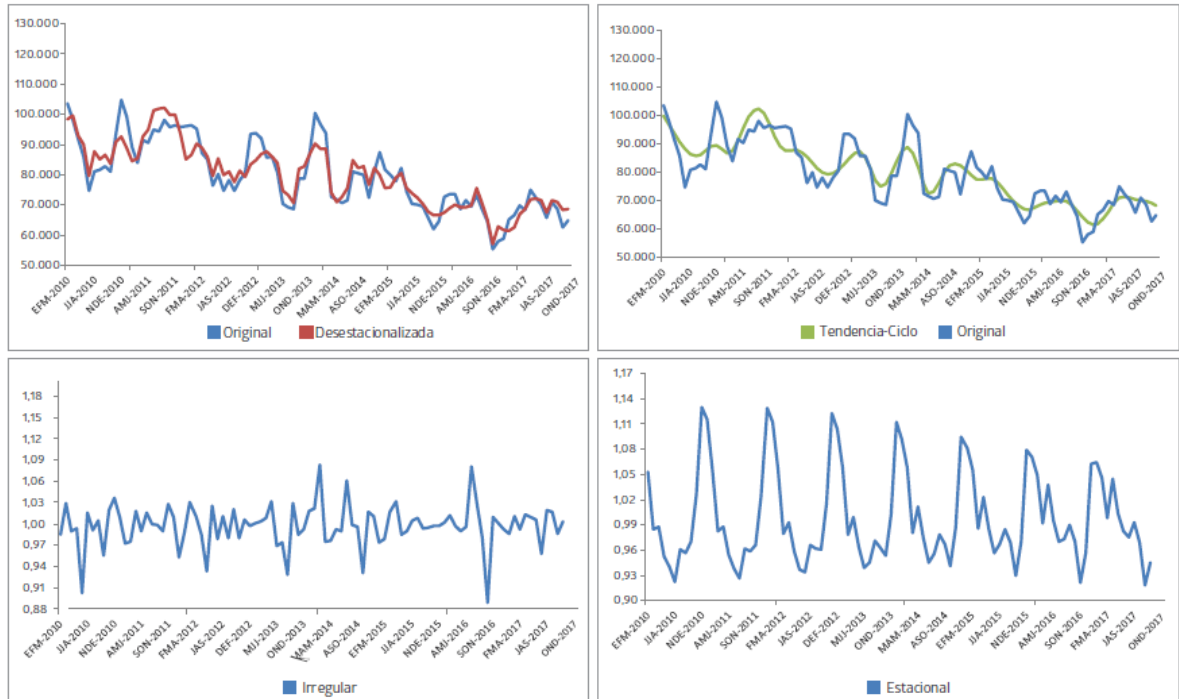
### 9.1.5 Desocupados hombres de 15 a 24 años



### 9.1.6 Desocupados hombres de 25 y más años



### 9.1.7 Desocupados mujeres de 15 a 24 años



### 9.1.8 Desocupados mujeres de 25 y más años



### 9.1.9 Desocupados con iniciadores disponibles hombres de 15 a 24 años



### 9.1.10 Desocupados con iniciadores disponibles hombres de 25 años y más



### 9.1.11 Desocupados con iniciadores disponibles mujeres de 15 a 24 años



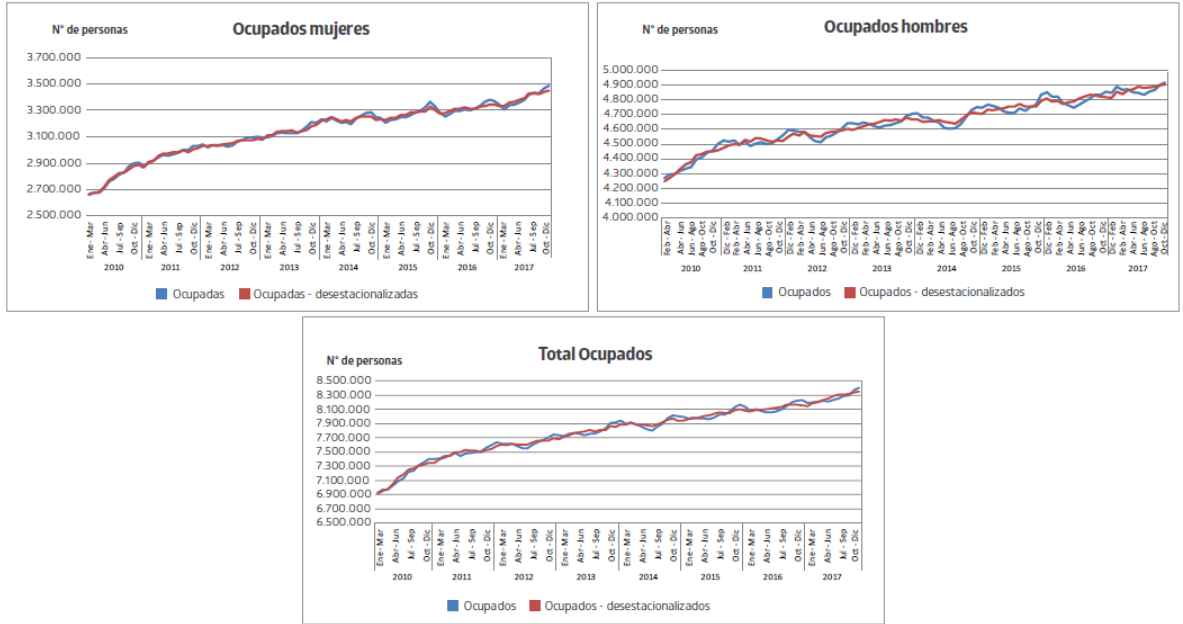


### 9.1.12 Desocupados con iniciadores disponibles mujeres de 25 años y más

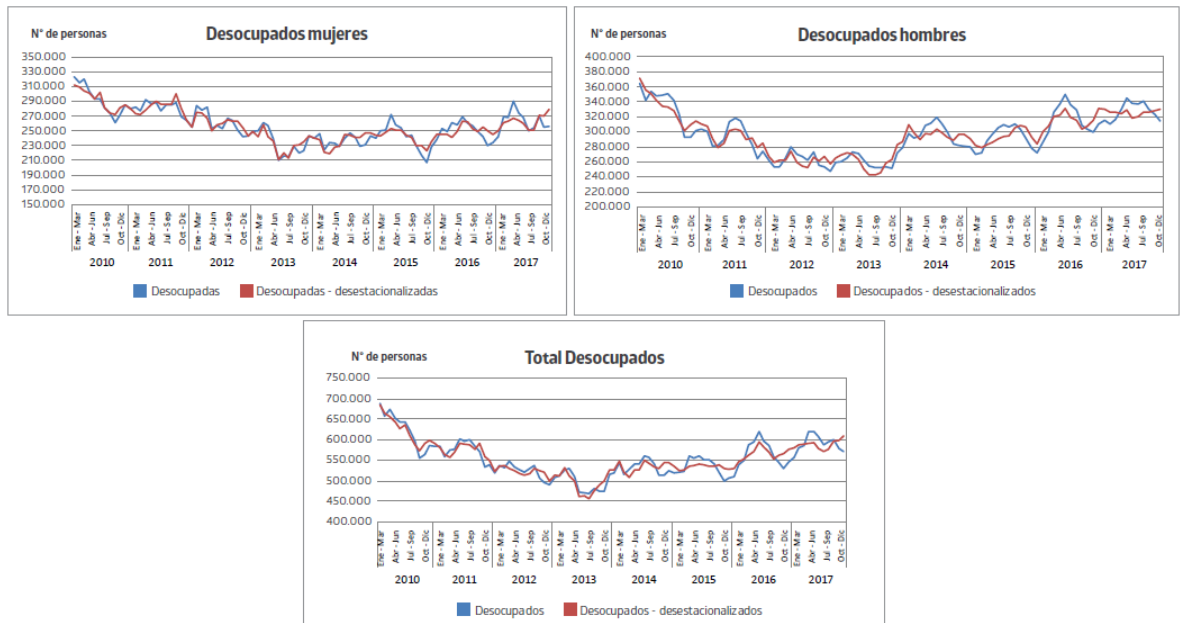


## 9.2 Series agregadas ajustadas estacionalmente

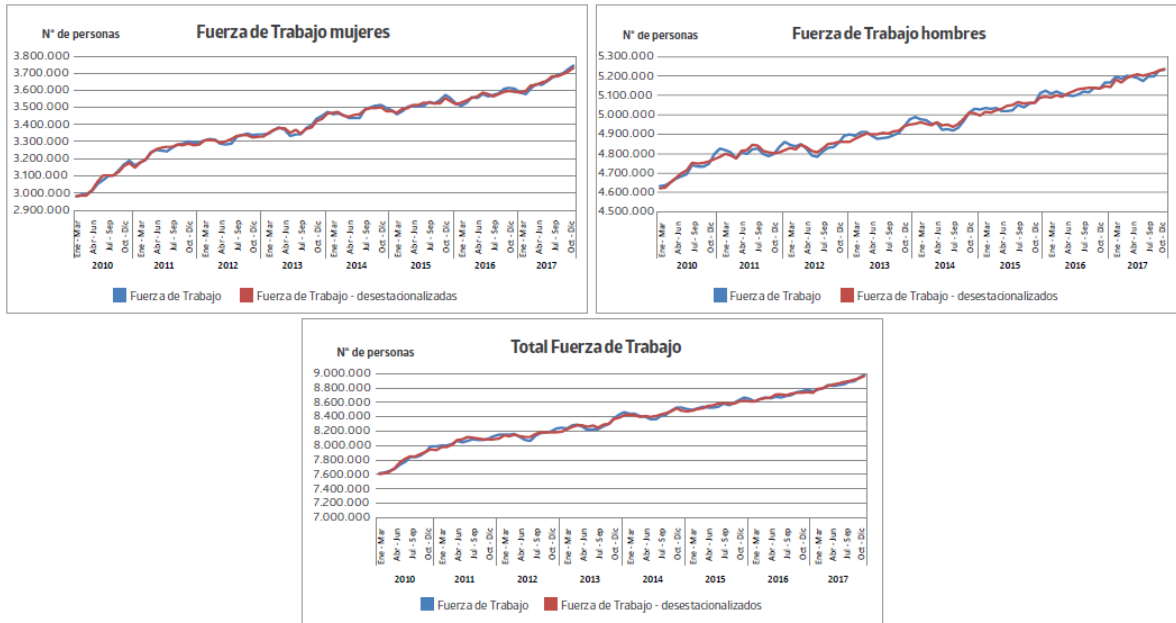
### 9.2.1 Serie de ocupados



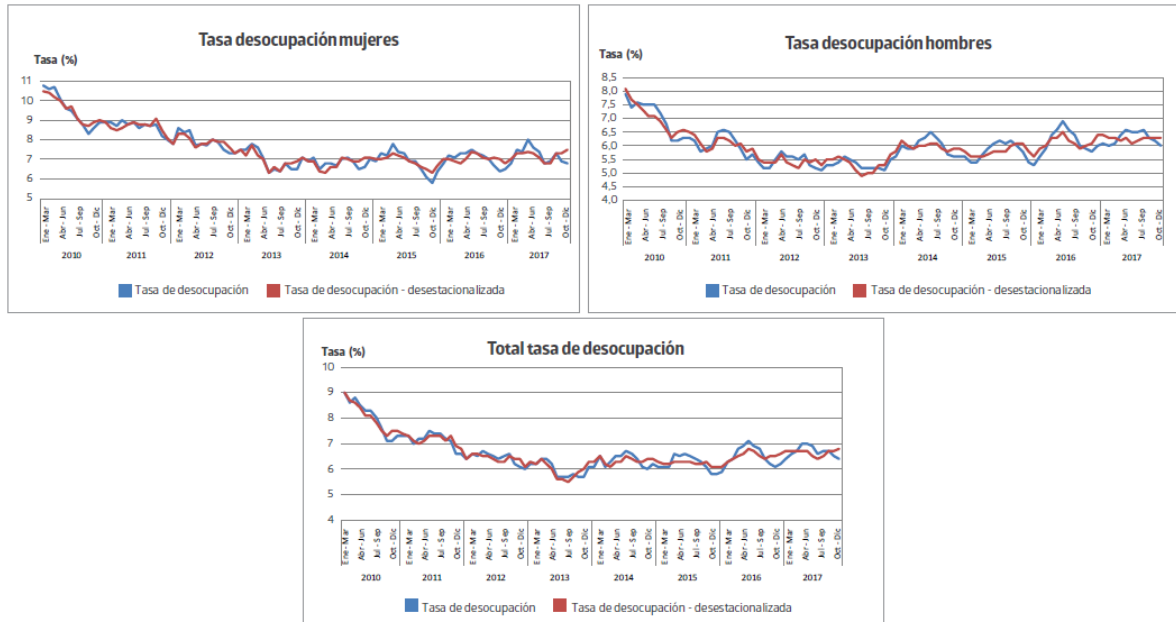
### 9.2.2 Serie de desocupados



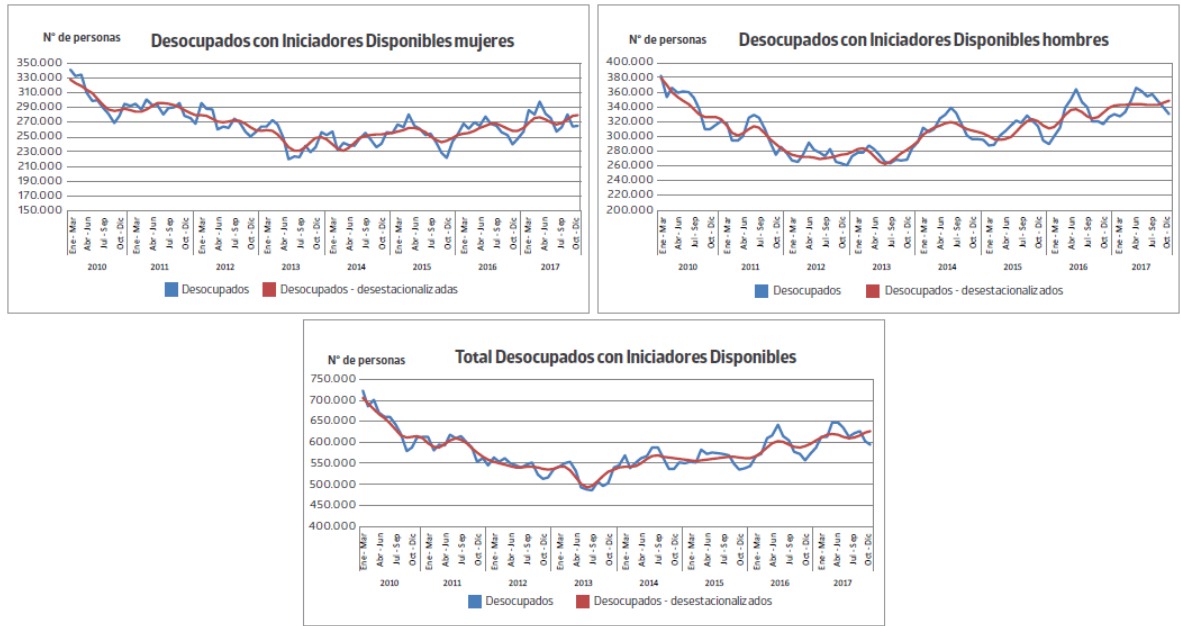
### 9.2.3 Serie de la fuerza de trabajo



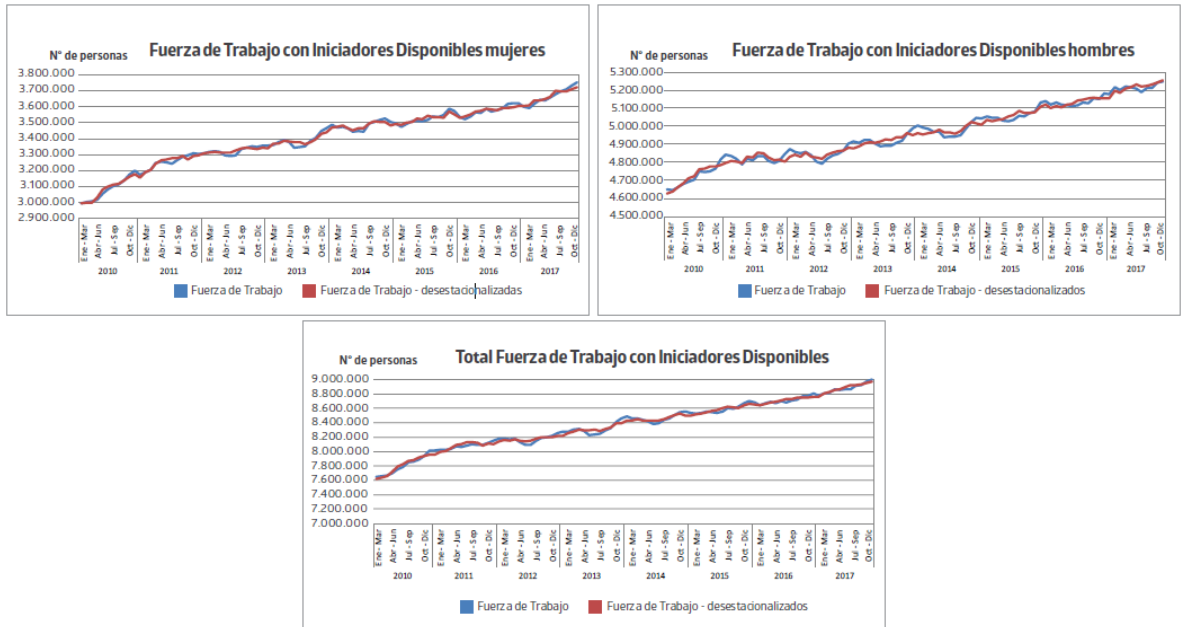
### 9.2.4 Tasa de desocupación



### 9.2.5 Serie de desocupados con iniciadores disponibles



### 9.2.6 Serie de la fuerza de trabajo con iniciadores disponibles



## 9.2.7 Tasa de desocupación con iniciadores disponibles

