

# Estudio para la estimación de la varianza del cambio neto anual en la Encuesta de Población Activa\*

**Monserrat Herrador Cansado**  
Instituto Nacional de Estadística

**Juana Porras Puga**  
Instituto Nacional de Estadística

**Carlos Pérez Arriero**  
Instituto Nacional de Estadística

**Juan Vicente Jiménez Llorente**  
Instituto Nacional de Estadística

---

## Resumen

La varianza del estimador del cambio neto anual se calcula aplicando métodos indirectos como las semimuestras reiteradas, el jackknife y el bootstrap. Cada uno de ellos está adaptado al diseño muestral de la Encuesta de Población Activa y tiene en consideración el solapamiento de las muestras entre los trimestres de dos años consecutivos. Además y en el caso del método bootstrap, se han usado diferentes metodologías que van desde la más sencilla, que no tiene en cuenta ni el solapamiento ni la calibración, hasta la más compleja con ambos aspectos incorporados. Finalmente, se comparan los errores de muestreo obtenidos por las diferentes técnicas utilizadas.

*Palabras clave:* semimuestras, jackknife, bootstrap, totales, tasa, cambio neto anual.

*Clasificación AMS:* 62P25, 91-02

---

\* La mayor parte del trabajo reflejado en este artículo ha sido financiado por el convenio 07131.2015.001-2015.264 firmado por el Instituto Nacional de Estadística y la Unión Europea.

## Study for the variance estimation of the net annual change in the Spanish Labour Force Survey

### Abstract

---

The variance of the annual net change estimators is estimated using indirect methods such as repeated half-samples, jackknife and bootstrap. Each of them is adapted to the sample design of the Spanish Labour Force Survey and takes into account the overlap of the samples between the quarters of two consecutive years. In addition, in the case of the bootstrap method, different methodologies have been used, ranging from the simplest, without overlapping or calibration, to the most complex with both aspects incorporated. Finally, we compare the sampling errors obtained by the different techniques.

*Keywords:* half-samples, jackknife, bootstrap, totals, ratio, net annual change.

*AMS classification:* 62P25, 91-02

### 1. Introducción

El Instituto Nacional de Estadística (INE) realiza cada trimestre la Encuesta de Población Activa (EPA) cuyo objetivo principal es el estudio de la población española en relación con la actividad económica. En particular, y entre otras características se estima el número de personas ocupadas, paradas e inactivas así como las características de estos grupos. La EPA es una encuesta continua con un diseño muestral de panel rotante y aproximadamente 65.000 viviendas por trimestre, lo que supone entrevistar aproximadamente a 180.000 personas cada trimestre.

Actualmente existe una demanda creciente de información sobre el cambio y la tendencia en el tiempo de los indicadores basados en la EPA, información clave para el diseño de políticas socioeconómicas a largo plazo.

Este interés no es sólo del INE, sino también de la Unión Europea para definir políticas comunitarias relacionadas con los mercados laborales. Casi todos los países miembros utilizan las encuestas de panel en el diseño de sus encuestas de población activa, por lo que la Unión Europea ha subvencionado algunas acciones de los países miembros para que calculen sus propias estimaciones de la varianza de los cambios estimados.

Sin embargo, los cambios pueden ser no significativos debido al propio error de muestreo del estimador del cambio y, en consecuencia, la estimación de la varianza de este estimador es un dato esencial para analizar qué cambios son relevantes.

La estimación de la varianza del estimador del cambio entre dos ocasiones es relativamente sencillo si las estimaciones están basadas en dos muestras independientes ya que, en este caso, sólo necesitamos calcular la varianza para la estimación en cada ocasión. Sin embargo, debido a que la muestra de la EPA es un panel rotante, las muestras en dos ocasiones próximas tienen una parte común y no son independientes. Por lo tanto, asumiendo que las estimaciones cuyo

cambio deseamos valorar no son independientes, las correlaciones entre ellas deben estar reflejadas en los cálculos para la estimación de la varianza, lo que no es trivial.

Este artículo describe las investigaciones y resultados obtenidos al analizar diferentes metodologías para la estimación de la varianza del estimador del cambio neto anual en la EPA, teniendo en cuenta el solapamiento de las muestras trimestrales y anuales así como el diseño muestral.

Para ello, en la Sección 2 se describe la metodología de la EPA con especial énfasis en la rotación de la muestra y en la calibración de los pesos de diseño. En la Sección 3 se introducen las cuestiones, no triviales, relativas a la estimación de la varianza de los estimadores del cambio neto cuando las estimaciones transversales no son independientes en el tiempo. La Sección 4 propone posibles métodos de remuestreo para estimar la varianza del estimador trimestral, anual y del cambio neto anual, todos ellos basados en la EPA, admitiendo la correlación temporal entre los indicadores EPA. Además, en el caso del bootstrap, se han aplicado variantes de este método con el fin de investigar sus efectos en el cálculo de la varianza. La Sección 5 presenta los resultados obtenidos con las muestras trimestrales de la EPA relativas a los años 2012, 2013 y 2014. Finalmente, en la Sección 6 se hace un resumen junto con algunos comentarios.

## 2. La Encuesta de Población Activa (EPA)

La EPA es una encuesta trimestral que utiliza un muestreo aleatorio bietápico con estratificación de las unidades de primera etapa. Las unidades de primera etapa son las secciones censales y están agrupadas en estratos dentro de cada provincia según la importancia demográfica del municipio al que pertenecen. Dentro de cada estrato las secciones se seleccionan con probabilidad proporcional al número de viviendas principales que contienen, según los datos del último Censo o del Padrón Continuo. Las unidades de segunda etapa son las viviendas familiares principales y alojamientos fijos. Dentro de cada sección seleccionada en la primera etapa, se selecciona un número fijo (20 en la mayoría de los casos) de viviendas mediante un muestreo sistemático con arranque aleatorio. Dentro de las unidades de segunda etapa no se realiza submuestreo alguno, recogiendo información de todas las personas que tengan su residencia habitual en las mismas.

El tamaño de la muestra de unidades de primera etapa es de 3.822 secciones censales. La mayoría de las secciones censales seleccionadas permanecen fijas en la muestra con la excepción de que la sección sufra alguna variación, se agoten los hogares consultables en la misma y, cada tres años, un pequeño porcentaje debe salir de la muestra en el proceso de actualización del seccionado. Las secciones que salen de la muestra son sustituidas por otras secciones seleccionadas aleatoriamente en el mismo estrato y aplicando el mismo tipo de muestreo que en la muestra general. El proceso de actualización es realizado aplicando la metodología propuesta por Brick, Morganstein y Wolter (1987), que está basada en el artículo de Kish y Scott (1971), y que actualiza las probabilidades de selección de las unidades de primera etapa realizando el menor número de cambios posibles.

Las viviendas son renovadas parcialmente cada trimestre a fin de evitar el cansancio de las familias. A estos efectos, la muestra total se halla dividida en seis submuestras o turnos

de rotación, cada uno de los cuales representa una sexta parte de la muestra completa. Cada trimestre se renuevan las viviendas que pertenecen a las secciones de un determinado turno de rotación. Por tanto, cada vivienda permanece en la muestra durante seis trimestres consecutivos, al cabo de los cuales sale de la misma para ser reemplazada por otra de la misma sección. Por lo tanto, la EPA es una encuesta de panel rotante con renovación de una 1/6 parte de la muestra cada trimestre y 4/6 partes cada año.

## 2.1 Estimadores trimestrales para totales y tasas

La probabilidad de selección de la vivienda  $j$  en la sección censal  $i$  del estrato  $h$  es

$$p(V_{hij}) = p(S_{hi})p(V_{hij}/S_{hi}) = m_h \frac{V_{hi}}{V_h} \frac{20}{V_{hi}} = m_h \frac{20}{V_h}$$

siendo

- $p(S_{hi})$  la probabilidad de selección de la sección censal  $i$  del estrato  $h$
- $p(V_{hij}/S_{hi})$  la probabilidad de selección de la vivienda  $j$  condicionada a la selección de la sección  $i$
- $V_{hi}$  y  $V_h$  los totales de viviendas en la sección  $i$  y en el estrato  $h$  respectivamente
- $m_h$  el total de secciones seleccionadas en el estrato  $h$

Esta probabilidad no depende de  $i$  ni de  $j$ , es decir, ni de la vivienda ni de la sección, y por lo tanto la muestra es autoponderada dentro de cada estrato. Entonces, el peso de muestreo de la vivienda  $j$  en la sección censal  $i$  del estrato  $h$  es

$$w_{hij} = \frac{V_h}{20m_h}$$

Hasta el año 2001 se ha utilizado un estimador de razón separado, tomando como variable auxiliar las Proyecciones Demográficas de Población elaboradas por el INE, siendo la expresión del estimador del total  $Y$  de una determinada característica en un trimestre de la encuesta

$$\hat{Y} = \sum_h \frac{P_h}{\hat{P}_h} \hat{Y}_h \quad [1]$$

extendiéndose el sumatorio  $h$  a los estratos de una provincia, una comunidad autónoma o al total nacional, y donde:

- $P_h$  es la proyección de la población residente en viviendas familiares principales, en el estrato  $h$ , referida a la mitad del trimestre.
- $\hat{P}_h = \sum_{ij} w_{hij} p_{hij}$  donde  $p_{hij}$  es el número de personas que habitan la vivienda seleccionada  $j$  de la sección  $i$  en el estrato  $h$ .
- $\hat{Y}_h = \sum_{ij} w_{hij} y_{hij}$  donde  $y_{hij}$  es el valor de la característica investigada en la vivienda seleccionada  $j$  de la sección  $i$  en el estrato  $h$ .

Debido a la selección de la muestra autoponderada dentro de cada estrato y a las correcciones de la falta de respuesta llevadas a cabo en el estrato, la expresión [1] del estimador es modificada y queda la siguiente expresión para el estimador del total  $Y$

$$\hat{Y} = \sum_h \frac{P_h}{p_h} \sum_{ij \in S_h} y_{hij} \quad [2]$$

donde  $p_h$  es el número de personas que habitan las viviendas de la muestra efectiva  $S_h$  en el estrato  $h$ . Una expresión alternativa de [2] viene dada por

$$\hat{Y} = \sum_{hij \in S} d_{hij} y_{hij} \quad [3]$$

donde  $d_{hij} = P_h/p_h$  es el peso muestral corregido por la falta de respuesta para la vivienda  $j$  muestreada en la sección censal  $i$  del estrato  $h$  y el sumatorio está extendido a todas las viviendas de la muestra efectiva  $S$ .

A partir del primer trimestre de 2002, los pesos corregidos  $d_{hij}$  son calibrados, para asegurar la consistencia de las estimaciones de la encuesta, con totales poblacionales conocidos a nivel de comunidad autónoma y provincia, procedentes de fuentes externas.

Entonces el estimador EPA calibrado para el total  $Y$  de una determinada característica en un trimestre de la encuesta es

$$\hat{Y}_{CAL} = \sum_{hij \in S} w_{hij}^* y_{hij} \quad [4]$$

donde los pesos  $w_{hij}^*$  están calibrados. Es decir,  $X = \sum_{hij \in S} w_{hij}^* x_{hij}$  con  $X$  un vector de  $J$  totales poblacionales conocidos y  $x_{hij}$  un vector de  $J$  variables auxiliares cuyos valores son conocidos para la vivienda  $j$  muestreada en la sección censal  $i$  del estrato  $h$ .

En el caso de la EPA, como variables auxiliares actualmente se utilizan:

- A nivel de comunidad autónoma (NUT2):
  - Población de 16 y más años por grupos de edad y sexo (22 grupos).
  - Población de 16 y más años por nacionalidad (española o extranjera).
  - Población menor de 16 años por grupos de edad y sexo (6 grupos).
  - Viviendas por tamaño, según el número de personas que la habitan (5 grupos).
- A nivel de provincia (NUT3):
  - Población por edad (menor de 16 años y de 16 y más años).
  - Población de 16 y más por grupos de sexo y edad (6 grupos).

Para la obtención de los pesos calibrados  $w_{hij}^*$  a partir de los pesos corregidos  $d_{hij}$ , la encuesta utiliza el software de libre distribución CALMAR (CALage sur MARGes) programado por el INSEE (Institut National de la Statistique et des Études Économiques) de Francia.

Si deseamos estimar una tasa  $R=Y/X$ , entonces el estimador EPA para la tasa viene dado por el cociente entre los estimadores calibrados del numerador y del denominador. Es decir

$$\hat{R}_{CAL} = \frac{\hat{Y}_{CAL}}{\hat{X}_{CAL}} \quad [5]$$

Para más información, ver el Informe Técnico de la EPA en <http://www.ine.es>.

## 2.2 Estimadores anuales para totales y tasas

Para estimar el total  $Y$  de una determinada característica en el año  $a$  de la encuesta, el estimador anual EPA es la media de los estimadores trimestrales, es decir

$$\hat{Y}_a = \frac{1}{4} \sum_{t=1}^4 \hat{Y}_{at} \quad [6]$$

donde  $\hat{Y}_{at}$  es el estimador EPA calibrado para el total  $Y$  en el trimestre  $t$  del año  $a$  y que viene dado por la expresión [4].

Para estimar la tasa  $R$  en el año  $a$ , el estimador EPA es el cociente entre los estimadores anuales del numerador y del denominador, es decir

$$\hat{R}_a = \frac{\hat{Y}_a}{\hat{X}_a} \quad [7]$$

## 2.3 Estimadores del cambio entre dos años consecutivos para totales y tasas

Para estimar el cambio  $\Delta = Y_{a+1} - Y_a$  entre los totales anuales de una determinada característica en los años consecutivos  $a$  y  $a+1$ , el estimador EPA es la diferencia entre los estimadores anuales, es decir

$$\hat{\Delta} = \hat{Y}_{a+1} - \hat{Y}_a \quad [8]$$

donde  $\hat{Y}_{a+1}$  e  $\hat{Y}_a$  son los estimadores EPA para los años  $a+1$  y  $a$ , respectivamente, que vienen dados por la expresión [6].

Para estimar el cambio anual entre las tasas de los años  $a$  y  $a+1$ ,  $\Delta = R_{a+1} - R_a$ , el estimador EPA es la diferencia entre los estimadores anuales, es decir

$$\hat{\Delta} = \hat{R}_{a+1} - \hat{R}_a \quad [9]$$

donde  $\hat{R}_{a+1}$  e  $\hat{R}_a$  son los estimadores EPA para los años  $a+1$  y  $a$ , respectivamente, que vienen dados por la expresión [7].

## 3 El problema de la estimación de la varianza del estimador del cambio neto en encuestas de panel rotante

Con el fin de obtener información sobre el cambio de una determinada característica en el tiempo, muchas encuestas son repetidas en diferentes ocasiones. Para mejorar la precisión de las estimaciones del cambio, muchas de estas encuestas repetidas se basan

en paneles rotantes que consisten en el solapamiento parcial de la muestra entre ocasiones diferentes. Es decir, con el diseño de las encuestas de panel rotante, cada unidad muestral permanece en la muestra un tiempo limitado.

Para producir estimaciones del cambio neto entre dos ocasiones, aplicamos la diferencia de las estimaciones obtenidas en cada una de las ocasiones  $y$ , entonces, la estimación obtenida está basada en dos muestras con algunas unidades en común, debido al solapamiento parcial de las mismas.

Por lo tanto, si deseamos estimar el cambio  $\Delta = \tau_2 - \tau_1$  entre dos valores poblacionales desconocidos de un mismo parámetro en dos ocasiones 1 y 2 diferentes, el estimador del cambio viene dado por la expresión

$$\hat{\Delta} = \hat{\tau}_2 - \hat{\tau}_1$$

donde  $\hat{\tau}_1$  y  $\hat{\tau}_2$  son las estimaciones aproximadamente insesgadas de  $\tau_1$  y  $\tau_2$ . La varianza muestral del estimador  $\hat{\Delta}$  es

$$V(\hat{\Delta}) = V(\hat{\tau}_2) + V(\hat{\tau}_1) - 2Cov(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2)$$

donde  $V(\hat{\tau}_1)$  y  $V(\hat{\tau}_2)$  son respectivamente las varianzas muestrales de  $\hat{\tau}_1$  y  $\hat{\tau}_2$ . La cantidad  $Cov(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2)$  indica la covarianza entre  $\hat{\tau}_1$  y  $\hat{\tau}_2$  que, teniendo en cuenta que suele ser positiva debido al solapamiento muestral parcial, reducirá la varianza de  $\hat{\Delta}$  si lo comparamos con un diseño de dos muestras independientes sin solapamiento muestral.

Cualquier estimador basado en el diseño puede proporcionar estimaciones aproximadamente insesgadas de las varianzas. Además se necesita un estimador de la covarianza entre ambas estimaciones, pero si estimamos la covarianza entre agregados mediante un estimador de la covarianza entre unidades, resulta un estimador con sesgo positivo (EUROSTAT (2013)) y, en este caso, el estimador

$$\hat{V}(\hat{\Delta}) = \hat{V}(\hat{\tau}_2) + \hat{V}(\hat{\tau}_1) - 2\widehat{Cov}(\hat{\tau}_1, \hat{\tau}_2)$$

tendrá un sesgo negativo, subestimaremos la varianza del cambio, y sobrevaloraremos la importancia de la diferencia observada. Por otra parte, en el caso de la EPA las estimaciones de agregados entre periodos próximos suelen estar correladas positivamente, por lo que ignorar el término de la covarianza dará lugar a una sobreestimación de la varianza del cambio y a una infravaloración de importancia de la diferencia observada.

Consecuentemente, en encuestas repetidas tipo panel rotante como es la EPA, la componente de la covarianza entre las dos estimaciones obtenidas en diferentes ocasiones debe ser tenida en cuenta en la estimación de la varianza del cambio entre ambas ocasiones, aunque, en general, la estimación de la covarianza bajo diseños muestrales complejos no es un problema fácil de resolver.

#### 4 Alternativas al problema de la estimación de la varianza del estimador del cambio neto anual en la EPA entre dos años consecutivos

Existen diferentes métodos para estimar los errores de muestreo que básicamente se agrupan en dos clases: estándar y no estándar (Wolter (2007)). Los primeros proporcionan fórmulas exactas de la varianza y de un estimador insesgado de la misma para ciertos diseños muestrales. Sin embargo, bajo diseños complejos, estas fórmulas directas resultan complicadas de aplicar y además no tienen en cuenta la aleatoriedad de los pesos obtenidos al corregir la falta de respuesta o calibrar a totales poblacionales conocidos. Los métodos no estándar incluyen aquellos métodos basados en la técnica del remuestreo, que consiste en extraer un gran número de submuestras de la muestra original y obtener un estimador de la varianza basado en la variabilidad de las estimaciones calculadas en las submuestras.

La popularidad de los métodos de remuestreo ha crecido de cara a analizar datos procedentes de encuestas con diseños muestrales complejos (Roberts et al. (2001)) y son lo suficientemente flexibles para poder aplicarlos en el caso de la EPA. Otra ventaja de estos métodos es que la forma de aplicarlos es la misma para estimar la varianza del estimador ya sea un total o una tasa, es decir, no es necesario distinguir entre estimadores lineales y no lineales.

De hecho, el método de las semimuestras reiteradas es el método de remuestreo utilizado actualmente para calcular los errores de muestreo en la EPA. Así pues, se va a comparar este método con otros dos métodos de remuestreo como son el jackknife y el bootstrap.

En todos estos métodos de remuestreo, tal y como indican Canty y Davinson (1999), los pesos deben ser recalculados para cada submuestra de la misma manera que se calcularon los pesos en la muestra original y, en particular, aplicando los mismos ajustes para corregir la falta de respuesta y el mismo proceso de calibración. En el caso del método bootstrap se han utilizado diferentes variantes de este método, tanto en la selección de las submuestras como en el cálculo de los pesos en las mismas, para observar el efecto en los errores estimados.

En las siguientes secciones se describe la metodología de los tres métodos de remuestreo aplicados en este estudio.

##### 4.1 Semimuestras Reiteradas Equilibradas

La idea original fue introducida por Mc Carthy en 1966 para el caso del muestreo estratificado con dos unidades en cada estrato (Método de las Semimuestras Equilibradas). Diferentes versiones de este método fueron desarrolladas para casos con más de dos unidades por estrato, existiendo una amplia bibliografía sobre este método bajo diseños más complejos (Shao y Chen (1999)). En la EPA, los errores de muestreo son estimados con una variación del método original que se expone a continuación.

El método consiste en formar pares en cada estrato con las secciones censales que forman la muestra original. Entonces, una semimuestra está formada por uno de los elementos de cada par seleccionado aleatoriamente y, a continuación, los elementos que no fueron seleccionados en el paso anterior forman otra semimuestra. De esta manera, todos los estratos están



representados en cada semimuestra, y estas dos semimuestras llamadas complementarias contienen la información de la muestra completa. La estimación de la varianza se obtiene usando 40 semimuestras formadas de esta manera, es decir, veinte pares de semimuestras complementarias. Estas cuarenta submuestras se mantienen fijas de un trimestre a otro y, entonces, las secciones censales que forman cada una son las mismas a través del tiempo.

En cada semimuestra se obtiene el indicador trimestral EPA igual que se obtiene en la muestra trimestral original (ajustes de falta de respuesta y calibración incluido). El estimador anual en cada submuestra se obtiene como la media anual de los estimadores trimestrales y el estimador del cambio es la diferencia de los estimadores anuales calculados con la submuestra.

Obsérvese que de esta manera el solapamiento parcial entre las muestras originales se conserva entre las semimuestras generadas. Esto asegura la correlación temporal de los indicadores EPA calculados con las semimuestras, de una manera similar a la correlación existente entre los indicadores basados en las muestras originales.

Así tenemos  $r = 40$  estimaciones trimestrales, anuales y del cambio entre dos años consecutivos que llamamos  $\hat{\theta}_r$  con  $r = 1, \dots, 40$ . La estimación de la varianza del estimador  $\hat{\theta}$  trimestral, anual o del cambio calculado con las muestras originales viene dado por la expresión:

$$\hat{v}(\hat{\theta}) = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (\hat{\theta}_i - \hat{\theta})^2$$

#### 4.2 Jackknife con una eliminación

El método jackknife fue introducido en primer lugar por Quenouille (1949) como un método para reducir el sesgo de un estimador. Se ha convertido en una herramienta más valorada desde que Tukey (1958) demostró que el jackknife podía también ser aplicado para construir estimadores de la varianza.

En el muestreo multietápico, la técnica del jackknife se aplica generalmente a las unidades de muestreo en la primera etapa. El método más sencillo para aplicar esta técnica consiste en generar una submuestra mediante la eliminación de una de estas unidades en la muestra original. De esta manera, la submuestra o muestra jackknife está formada por todas las unidades de primera etapa de la muestra original menos una (Método delete-one jackknife). Este método es aplicado en varias de las encuestas realizadas por el INE, aunque no en la EPA.

Valliant (1993) demostró, teórica y empíricamente, que los pesos posestratificados deben ser recalculados en cada submuestra a fin de obtener un estimador jackknife consistente en muestreo bietápico. Yung y Rao (1996, 2000) obtuvieron resultados similares para el método jackknife con muestreo multietápico estratificado. Por esta razón, teniendo en cuenta que las estimaciones EPA calibradas son muy próximas a las obtenidas mediante la posestratificación, las estimaciones basadas en cada muestra jackknife han sido calculadas igual que las estimaciones en la muestra completa.

Así, obtenemos para cada trimestre tantas muestras jackknife como secciones componen la muestra original y sus correspondientes estimaciones trimestrales, calculadas de igual

manera que la estimación trimestral sobre la muestra original (incluidos ajustes de falta de respuesta y calibración).

Las estimaciones anuales jackknife son la media de las estimaciones trimestrales basadas en aquellas muestras jackknife generadas al eliminar la misma sección en los cuatro trimestres. Por lo tanto, obtenemos tantas estimaciones anuales para cada año como secciones censales son comunes en los cuatro trimestres de dicho año.

Las estimaciones jackknife del cambio entre los dos años consecutivos son la diferencia entre las estimaciones anuales calculadas con las muestras jackknife generadas al eliminar la misma sección en los ocho trimestres.

La estimación de la varianza del estimador  $\hat{\theta}$  trimestral, anual o del cambio calculado con las muestras originales viene dado por la expresión:

$$\hat{V}_j(\hat{\theta}) = \sum_h \frac{n_{hc}-1}{n_{hc}} \sum_{i=1}^{n_{hc}} (\hat{\theta}_{(hi)} - \hat{\theta})^2$$

donde  $\hat{\theta}_{(hi)}$  es la estimación trimestral, anual o del cambio respectivamente basada en la muestra jackknife obtenida al eliminar la sección censal  $i$  del estrato  $h$  y  $n_{hc}$  es el total de secciones censales presentes en el estrato  $h$  en el trimestre, comunes en los cuatro trimestres del año o comunes en los ocho trimestres de los dos años consecutivos.

Obsérvese que el solapamiento parcial entre las muestras trimestrales originales se conserva entre las muestras trimestrales jackknife generadas, ya que difieren sólo en una unidad de primera etapa. Este solapamiento parcial nos asegura la correlación temporal de los indicadores EPA calculados con las semimuestras, de una manera similar a la correlación existente entre los basados en las muestras originales.

### 4.3 Bootstrap

El método bootstrap para la estimación de la varianza de un estimador con observaciones independientes fue presentado por B. Efron en 1979. Desde entonces, el bootstrap original ha sido modificado para tratar de adaptarlo al diseño complejo de encuestas en poblaciones finitas cuyas observaciones pueden no ser independientes. Dado que proporciona buenos resultados y es relativamente fácil de implementar, ha sido utilizado como método para estimar la varianza en numerosas encuestas.

A continuación presentamos las diferentes variantes de este método aplicadas en la EPA, con el fin de investigar los efectos en la estimación de la varianza.

#### 4.3.1 Bootstrap naive (sin calibración)

El método más sencillo de remuestreo bootstrap es el bootstrap naive bietápico, que genera submuestras con probabilidades iguales y con reemplazamiento en ambas etapas.

Cada trimestre independientemente, en cada estrato  $h$ , se selecciona una muestra aleatoria simple con reemplazamiento de  $n_h$  secciones censales, de entre las  $n_h$  secciones censales pertenecientes a la muestra trimestral original. Dentro de cada sección  $i$  seleccionada, se selecciona también de manera independiente una muestra aleatoria simple con

reemplazamiento de  $m_{hi}$  viviendas de entre las de  $m_{hi}$  viviendas que aparecen en la muestra original. La submuestra obtenida es denominada muestra bootstrap.

El estimador trimestral basado en la muestra bootstrap es calculado utilizando los pesos calibrados obtenidos para cada unidad muestral en la muestra original, como se indica en las fórmulas de la sección 2. Se repite el proceso  $B$  veces independientemente y se obtienen  $B$  estimaciones trimestrales bootstrap.

En este estudio se han obtenido  $B = 2000$  estimaciones trimestrales, anuales y del cambio entre dos años consecutivos que llamamos  $\hat{\theta}_b$  con  $b = 1, \dots, 2000$ . La estimación de la varianza del estimador  $\hat{\theta}$  trimestral, anual o del cambio calculado con las muestras originales viene dado por la expresión:

$$\hat{V}_{BT}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_b - \hat{\theta})^2$$

donde  $\hat{\theta}_b$  es la estimación trimestral, anual o del cambio basada en las muestras trimestrales bootstrap  $b$  y  $B=2000$  es el total de muestras bootstrap obtenidas.

#### 4.3.2 Bootstrap naive (con calibración)

Las muestras bootstrap se obtiene de la misma manera que en el método bootstrap descrito en el apartado anterior, pero en cada una se recalculan los factores de elevación del mismo modo que se hizo en la muestra original.

Entonces si  $p_{hb}$  es el número de personas que habitan las viviendas de la muestra bootstrap  $b$ , los pesos bootstrap se definen como

$$d_{hij}^b = \frac{p_h}{p_{hb}}$$

y para obtener los pesos finales bootstrap  $w_{hij}^b$ , los pesos  $d_{hij}^b$  son calibrados de igual modo que se calibraron los pesos en la muestra original. El estimador trimestral basado en la muestra bootstrap es calculado aplicando las mismas fórmulas que para la muestra original, pero sustituyendo los pesos obtenidos en la muestra original por los pesos finales bootstrap.

Así obtenemos  $B=2000$  estimaciones bootstrap trimestrales calibradas y las correspondientes anuales y del cambio. Para estimar la varianza se aplica la fórmula para  $V_{BT}$  del apartado anterior.

#### 4.3.3 Bootstrap según Rao-Wu-Yue

Rao y Wu (1988) propusieron un método bootstrap para diseños muestrales estratificados multietápico, con selección de las unidades muestrales de la primera etapa con reemplazamiento. Este método aplicaba una reponderación directamente a los valores estimados en la encuesta. Rao, Wu y Yue (1992) presentaron una modificación de este método, donde la reponderación es aplicada en los pesos de la encuesta más que en los valores proporcionados por la misma.

En este caso dada la muestra original de un trimestre, en cada estrato  $h$  e independientemente, seleccionamos una muestra aleatoria simple con reemplazamiento de  $n_h - 1$  secciones censales de entre las  $n_h$  secciones censales pertenecientes a la muestra original. La submuestra obtenida es la muestra bootstrap.

Sea  $m_{hi}^*$  el número de veces que la sección  $i$  del estrato  $h$  es seleccionada en la muestra bootstrap, con  $\sum_i m_{hi}^* = n_h - 1$ , para cada vivienda  $j$  en la muestra original, los pesos bootstrap se definen como

$$d_{hij}^* = \frac{n_h}{n_h - 1} m_{hi}^* d_{hij}$$

donde  $d_{hij}$  es el peso en la muestra original después de corregir la falta de respuesta (expresión [3]). Para obtener los pesos finales bootstrap  $\tilde{w}_{hij}^*$ , los pesos bootstrap  $d_{hij}^*$  son calibrados de igual modo que se calibraron los pesos  $d_{hij}$  en la muestral original.

El estimador trimestral basado en la muestra bootstrap es calculado aplicando las mismas fórmulas que para la muestra original, pero sustituyendo los pesos originales por los pesos finales bootstrap.

Así se obtienen  $B=2000$  estimaciones bootstrap trimestrales calibradas y las correspondientes anuales y del cambio. Para estimar la varianza aplicamos la fórmula para  $V_{BT}$ .

#### 4.3.4 Bootstrap según Rao-Wu-Yue coordinado

Roberts, Kovacevic, Mantel y Phillips (2001) propusieron coordinar las muestras bootstrap obtenidas según Rao, Wu y Yue (1992) para asegurar que el solapamiento muestral y la correlación temporal que existe entre los trimestres es tenida en cuenta en la estimación de la varianza del estimador del cambio.

Entonces, en el primer trimestre de los ocho comprendidos en dos años consecutivos obtenemos  $B=2000$  muestras bootstrap según Rao-Wu-Yue tal y como se ha descrito en el apartado anterior. En cada uno de los restantes trimestres, las secciones censales que forman cada muestra bootstrap se mantienen fijas y se toma la información de las viviendas investigadas en el trimestre.

Con esta información, cada trimestre, se calculan los pesos bootstrap que calibraremos para obtener los pesos finales bootstrap y las estimaciones correspondientes según se indicó en el apartado anterior.

Así se obtienen  $B=2000$  estimaciones bootstrap trimestrales calibradas y las correspondientes anuales y del cambio coordinadas. Para estimar la varianza aplicamos la fórmula para  $V_{BT}$ .

## 5 Estudio comparativo de los métodos

Un primer objetivo del estudio comparativo llevado a cabo ha sido verificar la correcta implementación de los métodos de remuestreo descritos en programas informáticos desarrollados en lenguaje SAS. Con este propósito, se han aplicado estos métodos para estimar

la varianza de las estimaciones trimestrales y anuales de algunos de los indicadores EPA más relevantes y cuyos errores se publican periódicamente con los datos de la encuesta. Estos son:

- Total de ocupados, parados e inactivos
- Tasas de paro y actividad

Después se ha realizado el estudio de la estimación de la varianza del cambio entre dos años consecutivos para estos indicadores y para otros dos indicadores más específicos requeridos por la Oficina de Estadística de la Unión Europea (EUROSTAT) y que son:

- Tasa de ocupados entre 20 y 64 años
- Tasa de paro entre 16 y 74 años

Se han utilizado los datos trimestrales de la EPA en los años 2012, 2013 y 2014 relativos a las personas con edad mayor o igual a 16 años. La razón es que en la encuesta, según la definición aceptada por la Oficina Internacional de Trabajo (OIT), se considera que la población económicamente activa está formada por las personas de 16 y más años, dado que los 16 años es el límite de escolarización obligatoria y la edad mínima legal para trabajar en España.

El indicador utilizado para valorar el error de muestreo de los indicadores EPA es el coeficiente de variación (CV) calculado como el cociente entre la raíz cuadrada de la varianza estimada y la estimación del indicador. En el caso del cambio anual entre dos años consecutivos, el coeficiente es el cociente entre el error estándar estimado y la estimación relativa al primer año. Los coeficientes se proporcionan en tanto por ciento y para el nivel nacional.

### 5.1 Indicadores EPA trimestrales

Las tablas 1.1 y 1.2 incluyen las estimaciones y la comparación de los coeficientes de variación, respectivamente, de los totales analizados.

Tabla 1.1

#### Estimaciones de los totales *trimestrales* (EPA) a nivel nacional. Miles

Año	Trimestre	Totales		
		Ocupados	Parados	Inactivos
2012	1	17.765,1	5.667,9	15.421,2
	2	17.758,5	5.731,0	15.334,1
	3	17.667,7	5.824,2	15.307,2
	4	17.339,4	6.021,0	15.422,7
2013	1	17.030,2	6.278,2	15.424,8
	2	17.160,6	6.047,3	15.472,8
	3	17.230,0	5.943,4	15.423,9
	4	17.135,2	5.935,6	15.472,3
2014	1	16.950,6	5.933,3	15.599,7
	2	17.353,0	5.622,9	15.552,2
	3	17.504,0	5.427,7	15.591,5
	4	17.569,1	5.457,7	15.496,5

Tabla 1.2

**Comparación de los coeficientes de variación (en %) de los indicadores trimestrales EPA a nivel nacional, calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**

Año	Totales																	
	Ocupados						Parados						Inactivos					
	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4
2012	0,28	0,39	0,90	0,47	0,38	0,37	1,04	1,05	1,63	1,32	1,03	1,04	0,28	0,31	0,75	0,41	0,30	0,30
	0,28	0,38	0,92	0,48	0,37	0,38	0,83	1,02	1,57	1,29	0,99	1,00	0,31	0,32	0,71	0,41	0,31	0,31
	0,33	0,37	0,91	0,47	0,36	0,37	0,94	0,97	1,59	1,24	0,93	0,96	0,28	0,32	0,73	0,41	0,32	0,32
	0,39	0,40	0,90	0,50	0,40	0,38	1,03	1,00	1,56	1,26	0,99	0,95	0,32	0,31	0,72	0,41	0,31	0,30
2013	0,34	0,39	0,96	0,49	0,40	0,38	0,89	0,95	1,56	1,21	0,96	0,92	0,35	0,30	0,71	0,41	0,30	0,30
	0,35	0,38	0,90	0,48	0,38	0,37	0,96	0,99	1,56	1,21	0,98	0,94	0,30	0,30	0,70	0,41	0,30	0,30
	0,36	0,38	0,94	0,48	0,39	0,38	0,82	0,97	1,55	1,25	0,96	0,94	0,27	0,31	0,71	0,40	0,31	0,31
	0,36	0,38	0,92	0,48	0,37	0,38	0,83	0,97	1,46	1,23	0,94	0,96	0,32	0,31	0,71	0,40	0,30	0,30
2014	0,33	0,37	0,96	0,47	0,37	0,36	0,94	0,95	1,50	1,17	0,93	0,93	0,27	0,29	0,70	0,38	0,30	0,30
	0,29	0,37	0,97	0,46	0,36	0,36	0,85	0,98	1,52	1,27	0,98	0,97	0,24	0,29	0,72	0,40	0,29	0,30
	0,39	0,37	0,94	0,46	0,35	0,36	1,08	1,02	1,58	1,29	0,98	1,01	0,31	0,30	0,73	0,40	0,30	0,30
	0,36	0,38	1,01	0,46	0,37	0,36	0,97	1,03	1,57	1,28	1,02	1,01	0,31	0,30	0,74	0,39	0,30	0,29

En la tabla 1.2 se observa que los errores estimados por los dos métodos bootstrap naive son mayores que los obtenidos por los otros métodos. De hecho, el primero de ellos, sin calibrar, proporciona los coeficientes más altos. Por otra parte, los valores obtenidos por los dos métodos bootstrap Rao-Wu-Yue (BT3 y BT4) son muy similares ya que la coordinación entre las muestras bootstrap trimestrales no influye en el cálculo de la varianza del indicador trimestral. Además, estos valores son similares a los obtenidos por los métodos de las semimuestras y del jackknife.

Las tablas 2.1 y 2.2 incluyen la misma información para las tasas analizadas.

Tabla 2.1

**Estimaciones de las tasas trimestrales EPA a nivel nacional. %**

Año	Trimestre	Tasas	
		Paro	Actividad
2012	1	24,19	60,31
	2	24,40	60,50
	3	24,79	60,55
	4	25,77	60,23
2013	1	26,94	60,18
	2	26,06	60,00
	3	25,65	60,04
	4	25,73	59,86
2014	1	25,93	59,46
	2	24,47	59,63
	3	23,67	59,53
	4	23,70	59,77

Tabla 2.2

**Comparación de los coeficientes de variación (en %) de los indicadores trimestrales EPA a nivel nacional, calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**

Año	Tasas											
	Paro						Actividad					
	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4
2012	0,95	1,03	1,39	1,28	1,01	1,01	0,19	0,20	0,49	0,27	0,20	0,20
	0,76	1,00	1,31	1,26	0,97	0,98	0,20	0,21	0,48	0,27	0,20	0,20
	0,91	0,95	1,34	1,20	0,91	0,93	0,18	0,21	0,47	0,27	0,21	0,21
	0,99	0,98	1,30	1,22	0,98	0,94	0,21	0,20	0,47	0,27	0,20	0,20
2013	0,81	0,92	1,26	1,16	0,93	0,89	0,23	0,20	0,50	0,27	0,20	0,20
	0,91	0,96	1,28	1,17	0,94	0,91	0,20	0,20	0,47	0,27	0,20	0,20
	0,83	0,94	1,30	1,20	0,94	0,92	0,18	0,21	0,49	0,27	0,21	0,21
	0,81	0,94	1,24	1,18	0,91	0,93	0,21	0,21	0,48	0,27	0,20	0,20
2014	0,88	0,92	1,25	1,14	0,90	0,89	0,19	0,20	0,50	0,26	0,20	0,20
	0,82	0,96	1,30	1,22	0,95	0,94	0,16	0,20	0,51	0,27	0,20	0,20
	1,06	1,00	1,36	1,25	0,96	0,99	0,21	0,20	0,49	0,27	0,20	0,20
	0,95	1,02	1,37	1,24	1,00	0,99	0,21	0,20	0,50	0,26	0,20	0,20

En la tabla 2.2 el comportamiento de los métodos es muy similar al descrito en el caso de los totales.

Además, se puede añadir de forma general las siguientes observaciones relativas a los coeficientes de variación tabulados:

- I Como es de esperar, las diferencias mayores están presentes en la característica menos frecuente en la población, los parados, en la tabla 1.2.
- II Jackknife y ambos bootstrap según Rao-Wu-Yue proporcionan estimaciones más próximas entre ellas que con las obtenidas por semimuestras.

### 5.2 Indicadores EPA anuales

La tabla 3 proporciona los coeficientes estimados para los indicadores EPA anuales de los mismos totales y tasas incluidos en las tablas anteriores.

Tabla 3

**Comparación de los coeficientes de variación (en %) de los indicadores anuales EPA a nivel nacional, calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**

	2012						2013						2014					
	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4
<b>Totales</b>																		
Ocupados	0,26	0,32	0,45	0,24	0,19	0,31	0,28	0,33	0,47	0,24	0,19	0,32	0,29	0,31	0,49	0,23	0,18	0,30
Parados	0,68	0,81	0,81	0,65	0,48	0,79	0,65	0,78	0,77	0,60	0,47	0,75	0,79	0,79	0,76	0,63	0,47	0,78
Inactivos	0,24	0,25	0,35	0,21	0,15	0,24	0,24	0,23	0,36	0,20	0,15	0,23	0,22	0,23	0,37	0,20	0,15	0,24
<b>Tasas</b>																		
Paro	0,65	0,81	0,67	0,62	0,48	0,78	0,63	0,77	0,65	0,58	0,46	0,75	0,77	0,79	0,65	0,61	0,46	0,77
Actividad	0,16	0,16	0,24	0,14	0,10	0,16	0,16	0,16	0,25	0,13	0,10	0,15	0,15	0,16	0,25	0,13	0,10	0,16

En este caso, los errores estimados por los dos métodos bootstrap Rao-Wu-Yue (BT3 y BT4) sí difieren, siendo los valores más bajos los correspondientes al primero de ambos métodos. Recordemos que este método BT3 trabaja con muestras bootstrap independientes de un trimestre a otro y no tiene en cuenta la componente de la varianza debida a la correlación entre trimestres que suele ser positiva. En consecuencia, subestima la varianza del estimador anual y el mismo método pero coordinado, BT4, parece más realista. Jackknife y este método bootstrap coordinado proporcionan estimaciones próximas entre ellas y algo superiores a las obtenidas por semimuestras.

### 5.3 Indicadores EPA del cambio entre dos años consecutivos

La tabla 4 incluye los coeficientes estimados para el cambio neto anual, en los periodos 2012-2013 y 2013-2014, de los totales y tasas incluidos en las tablas anteriores junto con los dos indicadores solicitados por EUROSTAT.



Tabla 4.

**Estimaciones de los indicadores EPA (en miles de personas) a nivel nacional. Comparación de los coeficientes de variación (en %) de los indicadores EPA para el cambio neto anual a nivel nacional, calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**

	Periodo 2012-2013							Periodo 2013-2014									
	2012	Cambio	CV Cambio						2013	2014	Cambio	CV Cambio					
			BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4			BHSR	JK	BT1	BT2	BT3	BT4	
<b>Totales</b>																	
Ocupados	17.632,7	-493,7	0,32	0,31	0,64	0,33	0,26	0,31	17.139,0	17.344,2	205,2	0,35	0,29	0,69	0,33	0,26	0,29
Parados	5.811,0	240,1	0,78	0,79	1,16	0,87	0,69	0,78	6.051,1	5.610,4	-440,7	0,80	0,75	1,05	0,84	0,63	0,77
Inactivos	15.371,3	77,2	0,27	0,27	0,51	0,29	0,22	0,27	15.448,5	15.560,0	111,5	0,26	0,25	0,51	0,28	0,21	0,25
<b>Tasas</b>																	
Paro	24,79	1,30	0,78	0,77	0,96	0,85	0,68	0,77	26,09	24,44	-1,65	0,81	0,72	0,88	0,81	0,62	0,74
Actividad	60,40	-0,38	0,18	0,18	0,34	0,19	0,14	0,17	60,02	59,60	-0,42	0,18	0,17	0,35	0,18	0,14	0,17
Ocupación 20-€	59,63	-1,01	0,31	0,31	0,38	0,33	0,26	0,31	58,62	59,90	1,28	0,34	0,29	0,39	0,33	0,26	0,29
Paro 16-74	24,80	1,31	0,78	0,77	0,96	0,85	0,68	0,77	26,11	24,45	-1,66	0,81	0,72	0,88	0,81	0,62	0,74

*Nota:* El CV del cambio entre dos años consecutivos está dividido por la estimación relativa al primero de los

En este caso, los errores estimados por los dos métodos bootstrap Rao-Wu-Yue (BT3 y BT4) también difieren, aunque en menor medida, siendo los valores más bajos también los correspondientes al primero de ambos métodos. Es decir, la no coordinación de las muestras bootstrap produce una subestimación de la varianza del estimador del cambio, al igual que ocurre con el estimador anual, pero el efecto es menor. Seguramente esto es debido a que el efecto de las componentes de la covarianza entre trimestres de un mismo año, que aparecen sumando en la estimación de la varianza, es contrarrestado por las covarianzas de trimestres entre años diferentes que aparecen restando. Estas últimas serán de menor magnitud ya que el solapamiento entre las muestras trimestrales de diferentes años es menor que entre las de un mismo año.

En el caso del estimador del cambio, los coeficientes estimados por jackknife, bootstrap coordinado según Rao-Wu-Yue y semimuestras son similares siendo más parecidos los dos primeros. Al igual que en las tablas anteriores, las diferencias mayores están presentes en la característica menos frecuente en la población, los parados.

Finalmente, los gráficos 1 y 2 muestran el comportamiento de los coeficientes estimados para el estimador del cambio en los periodos 2012-2013 y 2013-2014 respectivamente. Los diagramas en el primer periodo muestran una gran similitud entre los métodos de las semimuestras, jackknife y bootstrap Rao-Wu-Yue coordinado y, en el segundo periodo, se mantiene la similitud entre los dos últimos.

Gráfico 1.

**Coefficients de variación (en %) calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**

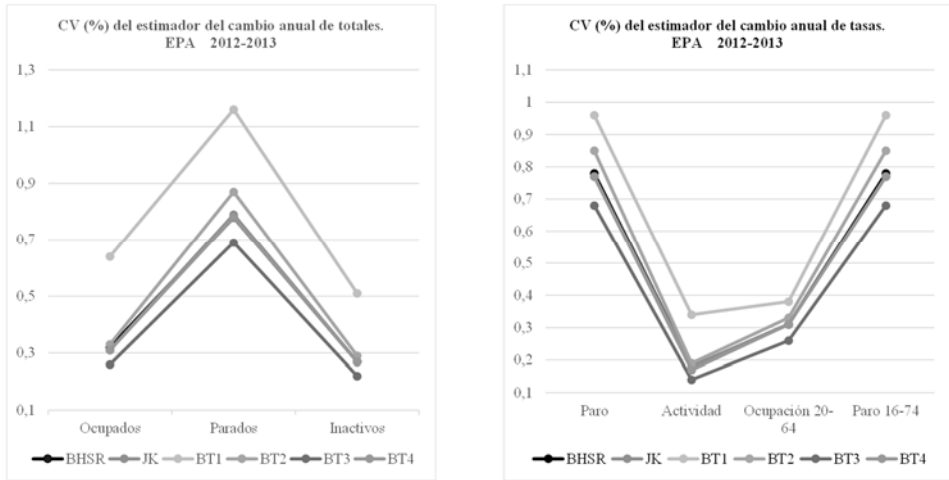
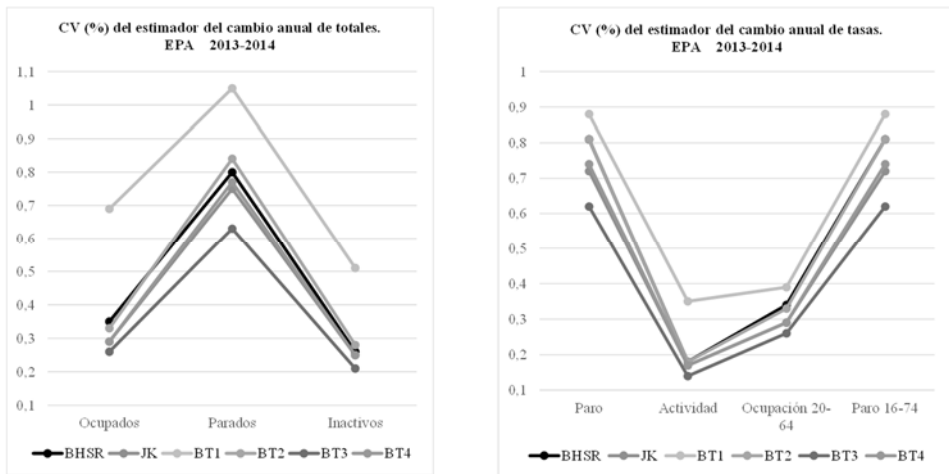


Gráfico 2.

**Coefficients de variación (en %) calculados por los métodos de las Semimuestras Reiteradas Balanceadas (BHSR), Jackknife con una eliminación (JK) y cuatro métodos bootstrap (BT1=naive sin calibrado, BT2=naive con calibrado, BT3=Rao-Wu-Yue y BT4=Rao-Wu-Yue coordinado)**



## 6 Resumen y comentarios

Hemos llevado a cabo un estudio comparativo de los errores muestrales estimados en la EPA, aplicando diferentes métodos de remuestreo como son el método de las semimuestras, el método jackknife y 4 versiones del método bootstrap (2 naive con/sin calibrado y 2 según Rao-Wu-Yue con/sin coordinar a lo largo de los trimestres). Estimaciones de los coeficientes de variación para los principales indicadores de la EPA a nivel nacional son mostrados en tablas y gráficos.

Realmente, los dos métodos bootstrap naive se han incluido en el estudio para contrastar la importancia de calibrar las muestras bootstrap al igual que se calibró la muestra completa y, lógicamente, este hecho ha resultado ser de gran importancia. Sin dicha calibración se observa una sobrestimación de los errores. Desde un punto de vista metodológico, el método bootstrap que debe ser aplicado es el método según Rao-Wu-Yue, por lo que en esta sección final nos vamos a centrar en los resultados obtenidos por dicho método, tanto coordinado como sin coordinar, junto con el método de las semimuestras y el jackknife.

El método de las semimuestras es la técnica utilizada actualmente en la EPA para la estimación de varianzas y, en el caso de los indicadores EPA trimestrales, proporciona resultados muy próximos a los obtenidos con el jackknife y ambos métodos bootstrap de Rao-Wu-Yue. Sin embargo, los resultados de estos tres son más cercanos entre ellos que con los de las semimuestras, lo que puede ser debido a que utilizan más submuestras.

Si nos centramos en la varianza del cambio de los indicadores EPA entre dos años consecutivos, el bootstrap sin coordinar proporciona los errores estimados más bajos mientras que los proporcionados por semimuestras, jackknife y bootstrap coordinado son más parecidos. El mismo patrón de comportamiento ocurre en el caso de la varianza estimada de los indicadores EPA anuales. La causa seguramente reside en la no coordinación de las muestras bootstrap, que no asegura el solapamiento de las mismas a lo largo de los trimestres estudiados. Entonces el término de la covarianza potencialmente positiva entre dos trimestres no es tenido en cuenta para el cálculo de la varianza y consecuentemente ésta es subestimada. En el caso de las semimuestras y del jackknife, las submuestras están solapadas por la forma en que son formadas.

Los resultados obtenidos apoyan la idea de que es muy importante considerar la estructura panel de la encuesta EPA si estamos interesados en estimar la varianza de indicadores no trimestrales, como son los del cambio entre medias anuales. Las semimuestras, las muestras jackknife y las muestras bootstrap según Rao-Wu-Yue coordinadas tienen en consideración el diseño panel de la EPA, siendo el jackknife una alternativa mejor por usar mayor número de submuestras. Frente a las semimuestras es más sensible a las variaciones del tamaño de la muestra, como ya quedó reflejado en trabajos previos sobre la estimación de la varianza (INE (2011)), y frente al bootstrap coordinado es más sencillo de programar.

## Referencias

- BRICK, J. M., MORGANSTEIN, D. R., Y WOLTER, C. L. (1987). "Additional uses for Keyfitz Selection". *Proceedings of the Survey Research Section, American Statistical Association*, 787-791.
- CANTY, A.J. Y DAVINSON, A.C. (1999). "Resampling-based variance estimation for Labour Force Surveys". *The Statistician*, 48, Part 3, 379-391.
- EUROSTAT (2013). "Handbook of precision requirements and variance estimation for ESS Households Surveys". Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. Available at <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5927001/KS-RA-13-029-EN.PDF>
- KISH, L. Y SCOTT, A. (1971). "Retaining units after changing strata and probabilities". *Journal of the American Statistical Association*, 66, 461-470.
- QUENOUILLE, M. (1949). "Approximation tests of correlation in time series". *Journal of the Royal statistical Society, B*, 11, 18-84.
- RAO, J. N. K. Y WU, C. F. J. (1988). "Resampling inference with complex survey data". *Journal of the American Statistical Association*, 83, 231-241.
- RAO, J. N. K., WU, C.F.J., Y YUE, K. (1992). "Some recent work on resampling methods for complex surveys". *Survey Methodology*, 18, 209-217.
- ROBERTS, G., KOVACEVIC, M., MANTEL, H. Y PHILLIPS, O. (2001). "Cross-sectional inference based on longitudinal surveys: some experiences with Statistics Canada surveys". *Proceeding of Research Conference at the Federal Committee for Statistical Methods Conference*, 6.
- SHAO, J. Y CHEN Y. (1999). "Approximate balanced half sample and related replication methods for imputed survey data". *The Indian Journal of Statistics*, 61, 187-201.
- TUKEY, J. (1958). "Bias and confidence in not quite large samples". *Annals of Mathematical Statistics*, 29, 614.
- VALLIANT, R. (1993). "Post-Stratification and Conditional Variance Estimation". *Journal of the American Statistical Association*, 88, 89-96.
- WOLTER, K.M. (2007). "Introduction to variance estimation". 2nd ed. New York: Springer.
- YUNG, W. Y RAO, J.N.K. (1996). "Jackknife linearization variance estimators under stratified multi-stage sampling". *Survey Methodology*, 22, 23-31.
- YUNG, W. Y RAO, J.N.K. (2000). "Jackknife variance estimation under imputation for estimators using poststratification information". *Journal of the American Statistical Association*, 95, pp. 903-915