CADA HECHO DE TU VIDA *Cuenta*

INEC Buenas cifras, mejores vidas

Pruebas de significancia estadística en la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) en muestras dependientes

Septiembre, 2019

Roberto Castillo
DIRECTOR EJECUTIVO (e)

Magaly Paredes
SUBDIRECTORA GENERAL (e)

Markus Nabernegg
COORDINADOR GENERAL TÉCNICO DE PRODUCCIÓN ESTADÍSTICA

Christian Garcés
DIRECTOR DE INFRAESTRUCTURA ESTADÍSTICA Y MUESTREO

Equipo técnico:

William Constante, María Isabel García, Carmen Granda, Cristina Martínez, Lorena Moreno, Diego Villacreses, Diana Zambonino, Christian Garcés.

Instituto Nacional de Estadística y Censos
Juan Larrea N15-36 y José Riofrío. Casilla postal 135 C
Telf: (02) 2555-701 / 2529-858

Citar como:
INEC (2018). Pruebas de significancia estadística en la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). Instituto Nacional de Estadística y Censos, Quito-Ecuador.

Contenidos

1. Introducción 4
2. Fundamentos teóricos de las pruebas de hipótesis 4
3. Aplicaciones a la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 10
a) Tasa de desempleo en Quito 10
b) Tasa de desempleo en Machala 11
c) Ingreso laboral por sexo 13
d) Pruebas de hipótesis para los indicadores de pobreza y desigualdad 14
e) Prueba de hipótesis tomando en cuenta la dependencia entre las muestras 16
Anexo 1. Sintaxis en Stata, SPSS y R para cálculo de errores estándar 18
Referencias 21

Gráficos

Gráfico 1. Tipos de errores 5
Gráfico 2. Prueba de dos colas 6
Gráfico 3. Pruebas de una cola 7
Gráfico 4. Tasa de desempleo en Quito 10
Gráfico 5. Tasa de desempleo en Machala 12
Gráfico 6. Ingreso laboral por sexo 13

Tablas

Tabla 1. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas de desempleo en Quito 11
Tabla 2. Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18 de la tasa de desempleo en Quito 11
Tabla 3. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas de desempleo en Machala 12
Tabla 4. Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18 de la tasa de desempleo en Machala 13
Tabla 5. Errores estándar y varianzas del ingreso laboral promedio estimado, por sexo 14
Tabla 6. Prueba de hipótesis de la diferencia entre ingreso promedio de hombres y mujeres 14
Tabla 7. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas del empleo adecuado en Quito 16
Tabla 8. Traslape y correlación entre los individuos comunes de las tasas estimadas de empleo adecuado en Quito 16
Tabla 9. Prueba de hipótesis de la diferencia entre ene18-ene19 de la tasa de empleo adecuado en Quito 17

1. Introducción

La Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) tiene la finalidad de conocer el perfil social, demográfico y económico de la población del país y proporcionar a las autoridades, organizaciones, empleadores y al público en general información actualizada y periódica sobre datos e indicadores confiables relacionados al mercado laboral ecuatoriano. La ENEMDU es una encuesta por muestreo probabilístico[1], por lo que su análisis debe ser acompañado por pruebas de significancia estadística que permitan identificar si la diferencia en el valor de un indicador, por ejemplo de un trimestre respecto a otro, es estadísticamente significativa o no; este procedimiento se denomina ***pruebas de hipótesis***. Al hablar de una muestra y no de una población, los estimadores están asociados a errores, tanto muestrales como no muestrales, los cuales conllevan a que las diferencias no sigan el mismo proceso que aquellas entre parámetros poblacionales y por tanto, se habla de diferencias estadísticamente significativas, o no, de acuerdo al resultado de la prueba de hipótesis.

En este sentido, las pruebas de hipótesis son importantes en el marco de una encuesta probabilística para evitar asumir diferencias entre indicadores cuando no necesariamente existen. La conclusión a la que se llega a partir de la prueba de hipótesis está asociada a un grado de confiabilidad que será definido previo a la realización de la prueba.

Este documento explica los fundamentos teóricos de la estadística para la realización de las pruebas de hipótesis, así como su aplicación al caso de la ENEMDU y sus principales indicadores.

2. Fundamentos teóricos de las pruebas de hipótesis

A partir de una encuesta probabilística, se pueden obtener dos tipos de estimaciones: ***puntual*** y ***por intervalos***. La primera se refiere a "una estimación de un parámetro poblacional que se da mediante un solo número" (Spiegel y Stephens, 2009: pg. 228); mientras que "una estimación de un parámetro poblacional que se da mediante dos números, entre los cuales se considera que debe estar el parámetro en cuestión, se le llama estimación por intervalo del parámetro en cuestión" (Spiegel y Stephens, 2009: pg. 228).

Se puede obtener una primera intuición para saber si una diferencia es estadísticamente significativa, o no, al revisar si los intervalos de confianza de los estimadores que se están comparando se traslapan o no. Sin embargo, esto no es evidencia suficiente y se requiere de una prueba formal de significancia estadística en base a la información muestral: ***las pruebas de hipótesis***.

Cuando se trata de tomar una decisión sobre la población, se hacen suposiciones sobre la misma. De acuerdo a Spiegel y Sthephens (2009), a estas suposiciones, que pueden ser ciertas o no, se les denomina ***hipótesis estadísticas.*** Las dos hipótesis que se plantean y que se deben verificar son:

- ***Hipótesis nula (H_0):*** esta hipótesis se plantea con la finalidad de anularla. Es una afirmación que no se rechaza a menos que los datos muestrales proporcionen evidencia suficiente para decir que es falsa. Como señala Webster (2000) nunca se puede "aceptar" la hipótesis nula como verdadera; en tal caso se habla de un no rechazo de esta hipótesis. Por ejemplo, si la hipótesis nula es que no hay

1 El tipo de muestreo de la ENEMDU es probabilístico estratificado bietápico por conglomerados.

diferencia entre dos estimadores, quiere decir que “cualquier diferencia que se observe se debe sólo a las fluctuaciones del muestreo de una misma población” (Spiegel y Stephens, 2009: pg. 245).

- ***Hipótesis alternativa*** (H_1)***:*** se refiere a cualquier hipótesis que difiera de la nula. Es una afirmación que se acepta si los datos muestrales proporcionan evidencia suficiente de que la hipótesis nula es falsa. Se le conoce también como la hipótesis de investigación.

Después de plantear la hipótesis nula y la alternativa, se selecciona un ***nivel de significancia***, el cual se refiere a la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando es verdadera; a lo que se le denomina un ***error de tipo I***. Esta probabilidad generalmente se denota como ***α (alfa)***, que puede ser por ejemplo del 5%. Esto significa que existen 5 posibilidades en 100 de rechazar una H_0 que debería ser aceptada; es decir que existe un 95% de confianza de haber tomado la decisión correcta (Spiegel y Stephens, 2009).

Existe también el ***error de tipo II***, mediante el cual no se rechaza una hipótesis nula que debería rechazarse. La probabilidad de este tipo de error se denota como ***β (beta).*** No se puede asumir que α+β=1. Idealmente, deberían minimizarse los dos tipos de errores, sin embargo para cualquier tamaño de muestra, al tratar de disminuir el uno, incrementará el otro. Si rechazar una hipótesis verdadera (error tipo I) es más serio que no rechazar una hipótesis falsa, se debería seleccionar un ***α*** bajo (1% o 5%); caso contrario, ***α*** podría ser más alto (Webster, 2000). La única manera de reducir ambos errores es agrandando la muestra, lo cual no siempre es posible (Spiegel y Stephens, 2009).

En la práctica, se establece el nivel ***α***; y para disminuir el error **β**, se incrementa el número de observaciones en la muestra, pues así se acortan los límites de confianza respecto a la hipótesis planteada. La figura 1 presenta los dos tipos de error.

Gráfico 1. Tipos de errores

		Decisión del investigador	
		Se acepta H0	**Se rechaza H0**
Hipótesis nula	**H0 es verdadera**	Decisión correcta	Error tipo I
	H0 es falsa	Error tipo II	Decisión correcta

Con el fin de probar la hipótesis nula contra la alternativa, es necesario elegir un ***estadístico de prueba*** y un ***valor crítico***. Dado que se asume que la distribución de referencia de los estadísticos es *normal*, el estadístico de prueba es el estadístico **z,** que se calcula de la siguiente manera:

$$\mathrm{z} = \frac{\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}}{\mathrm{ee}(\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}})} = \frac{\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}}{\sqrt{\mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}}) + \mathrm{v}(\mathrm{p_t})}},$$

donde:

$\mathrm{p_{t-1}}$ es la estimación del indicador de interés en el trimestre t del año anterior.
$\mathrm{p_t}$ es la estimación del indicador de interés en el trimestre t del año actual.

$v(p_t)$ es la estimación de la varianza[2] de p_t
$v(p_{t-1})$ es la estimación de la varianza de p_{t-1}

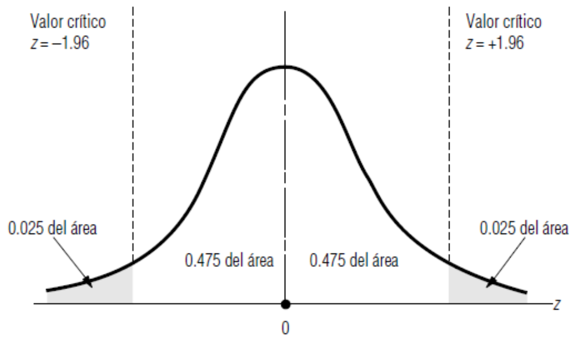
Los valores críticos se refieren a los valores de la distribución de probabilidades que están asociados al nivel de significancia dado por el investigador, en este caso, la distribución normal estándar (aquel valor del estadístico de prueba a partir del cual se rechaza la hipótesis nula). Estos valores dependen tanto del nivel de significancia ***α,*** como del ***tipo de prueba de hipótesis*** *(prueba de dos colas o prueba de una cola).*

a) Prueba de dos colas: La hipótesis nula se formula en términos de igualdad estadística entre dos indicadores, y por tanto la hipótesis alternativa se refiere a que los indicadores son estadísticamente diferentes. Por ejemplo, como se explicará en la sección 3 de este documento, este es el tipo de prueba que se utiliza en la ENEMDU cuando se quiere identificar si existe o no diferencia estadísticamente significativa entre el mismo indicador de dos periodos diferentes. Las hipótesis se plantean de la siguiente manera

$$H_0: p_t = p_{t-1}$$
$$H_1: p_t \neq p_{t-1}$$

Esta prueba de hipótesis puede ilustrarse de la siguiente manera:

Gráfico 2. Prueba de dos colas



Fuente: (Levin y Rubin, 2004)

Se puede observar que, con un nivel de significancia de 5%, los valores críticos son de -1,96 y 1,96. Cualquier valor de **z** que sea mayor a 1,96 o menor a -1,96 indica que se debe rechazar la hipótesis nula, por lo que al área sombreada se denomina ***área de rechazo,*** y el resto es el ***área de aceptación (no rechazo)***. Si z cae en la zona de aceptación, se concluye con un 95% de confianza que los dos estimadores son estadísticamente iguales; es decir que ***no existe una diferencia estadísticamente significativa***. Es importante aclarar que con esta conclusión no se asevera que no existe diferencia entre los estimadores, si no que no existe evidencia suficiente para concluir que son diferentes (Altman y Bland, 1995). "La única forma de probar una hipótesis nula es conocer el parámetro, y eso no es posible cuando se trata de muestreo. Así, se acepta la hipótesis nula y

2 La varianza de los dos estimadores se calcula a través de la técnica del último conglomerado, a partir de la cual sólo se toma en cuenta la varianza de los estimadores en la primera etapa, suponiendo que el muestreo en esta etapa fue realizado con reemplazo. Se usa esta técnica principalmente por dos razones. Primero, porque la primera etapa es la que proporciona el mayor porcentaje de la varianza total. En segundo lugar, resulta ser una técnica deseada por los investigadores puesto que utiliza directamente los factores de expansión que son publicados por los institutos nacionales de estadística y no requiere un conocimiento previo de las probabilidades de inclusión de la primera ni de la segunda etapa (Gutiérrez, 2018).

se considera cierta, simplemente porque no podemos encontrar evidencia para rechazarla" (Levin y Rubin, 2004: pg. 330).

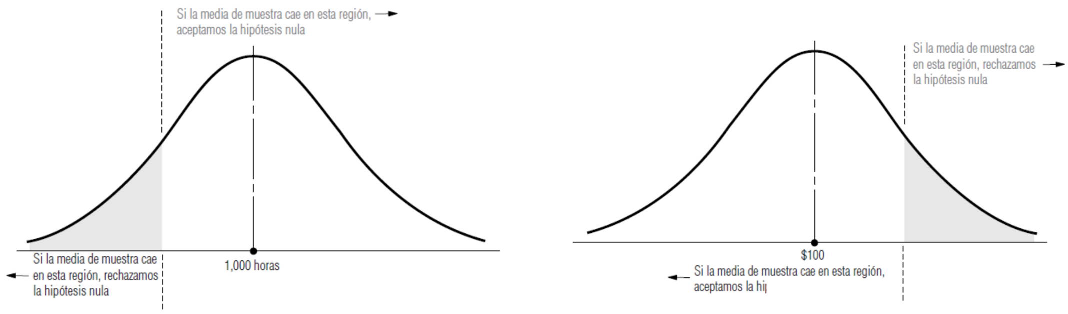
Por otro lado, si z estuviera en la zona sombreada, se rechaza la hipótesis nula y se acepta la alternativa. Es decir que ***existe diferencia estadísticamente significativa.***

b) ***Prueba de una cola***: la hipótesis nula se formula con una relación de "mayor o igual que" o "menor o igual que". Por ejemplo:

$$H_0: p_t \geq p_{t-1} \qquad\qquad H_0: p_t \leq p_{t-1}$$

$$H_1: p_t < p_{t-1} \qquad\qquad H_1: p_t > p_{t-1}$$

Gráfico 3. Pruebas de una cola



Fuente: (Levin y Rubin, 2004)

En este caso, y dependiendo también del valor de ***a***, existe un solo valor crítico que definirá la zona de rechazo.

Una vez que están definidos los valores críticos, es posible determinar la regla de decisión para rechazar o aceptar la hipótesis nula. En el caso de la prueba de dos colas, y con un nivel de significancia de 5%, la regla de decisión es la siguiente: ***"No se rechaza la hipótesis nula si -1,96 ≤ z ≤ 1,96; y se rechaza si z<-1,96 o z>1,96".***

Otra manera de evaluar significancia estadística es a través del p-valor. Éste se refiere al valor del nivel de significancia (a) más bajo al cual se rechaza la hipótesis nula (Webster, 2000). Es decir que para un **a**=5%, si se obtiene un p-valor=0,02, dado que **a** > p-valor, se rechaza la hipótesis nula. ***Para un nivel de confianza del 95%, no se rechaza la hipótesis nula si p-valor > 0,05.***

Finalmente, con la regla de decisión y el estadístico de prueba, y/o el p-valor, se puede concluir e interpretar los resultados sobre diferencias estadísticamente significativas como se indicó anteriormente.

Pruebas de hipótesis con muestras dependientes

Para comparar estimaciones entre periodos de tiempo (tasa de desempleo entre trimestres por ejemplo), es necesario tener en cuenta que el muestreo no es independiente entre trimestres y entre años, debido a la estructura por paneles que presenta la encuesta de empleo, lo que introduce un término de covarianza para el cálculo del estadístico de prueba, así lo expresa Gutiérrez (2018) "a no ser que los dos estimadores puntuales estén compuestos de observaciones provenientes de un conjunto disyunto de UPMs, el término de covarianza no será nulo".

El estadístico de prueba **t** se muestra a continuación:

$$\mathrm{t} = \frac{\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}}{\sqrt{\mathrm{v}(\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}})}}$$

$$\mathrm{v}(\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}) = \mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}}) + \mathrm{v}(\mathrm{p_t}) - 2Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t})$$

Por tanto:

$$\mathrm{t} = \frac{\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}}{\sqrt{\mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}}) + \mathrm{v}(\mathrm{p_t}) - 2Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t})}}$$

El término de la covarianza se obtiene de la siguiente manera.

$$Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t}) = \sqrt{\mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}})}\sqrt{\mathrm{v}(\mathrm{p_t})}\sqrt{P_1}\sqrt{P_2}R_{1,2}$$

donde:

$\mathrm{v}(\mathrm{p_t})$ es la estimación de la varianza[3] de $\mathrm{p_t}$
$\mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}})$ es la estimación de la varianza de $\mathrm{p_{t-1}}$
P_i es el porcentaje de traslape de personas en el panel
$R_{1,2}$ es la correlación entre los individuos comunes en el panel sobre el indicador de interés que se midieron en el periodo t del año anterior y del año actual

$$P_i = \frac{\text{personas comunes en ambos periodos}}{\text{personas comunes en ambos periodos} + \text{personas únicas en ambos periodos}}$$

El estadístico de prueba sigue una distribución ***t-student*** con ***df*** grados de libertad que están dados por la resta entre el número de UPM seleccionadas menos el número de estratos de muestreo considerados:

$$df = \sum_{h=1}^{H}(n_{Ih} - 1) = \sum_{h=1}^{H} n_{Ih} - H = \#UPM - \#Estratos$$

Según Gutiérrez (2018) los grados de libertad son determinantes para hacer inferencias dentro de subpoblaciones de interés. En este caso los grados de libertad no se consideran fijos sino variables. Korn y Graubar (1999) proponen el siguiente método de cálculo de los grados de libertad en subpoblaciones:

$$df_{subpoblación} = \sum_{h=1}^{H} v_h(n_{Ih} - 1)$$

3 La varianza de los dos estimadores se calcula a través de la técnica del último conglomerado, a partir de la cual sólo se toma en cuenta la varianza de los estimadores en la primera etapa, suponiendo que el muestreo en esta etapa fue realizado con reemplazo. Se usa esta técnica principalmente por dos razones. Primero, porque la primera etapa es la que proporciona el mayor porcentaje de la varianza total. En segundo lugar, resulta ser una técnica deseada por los investigadores puesto que utiliza directamente los factores de expansión que son publicados por los institutos nacionales de estadística y no requiere un conocimiento previo de las probabilidades de inclusión de la primera ni de la segunda etapa (Gutiérrez, 2018).

En donde v_h es una variable indicadora que toma el valor de uno si el estrato h contiene uno o más casos de las subpoblaciones de interés y toma el valor de cero caso contrario.

Escenarios de comparación

Existen varios escenarios de comparación que son de interés cuando se analizan estimaciones procedentes de encuestas de empleo, por tanto, en el cálculo del término de covarianza se debe tener en consideración varios aspectos:

- **Covarianza en comparaciones mensuales**

Al comparar un indicador entre dos meses consecutivos, existe independencia en el muestreo y por tanto, el porcentaje de traslape de muestra entre los dos meses(que por diseño es nulo) es igual a cero.

Evidentemente, P_1 = P_2 = 0, lo cual anula el término de la covarianza, con lo que el estimador de la varianza es igual a:

$$\mathrm{v}(\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}) = \mathrm{v}(\mathrm{p_{t-1}}) + \mathrm{v}(\mathrm{p_t})$$

- **Covarianza en comparaciones trimestrales o anuales**

En este caso no existe independencia en el muestreo de los dos trimestres consecutivos o entre el mismo mes de dos años consecutivos, debido a que la estructura del panel garantiza la existencia de un porcentaje de traslape de personas (P_1 y $P_2 \neq 0$).

Además, se evidencia una correlación natural entre las mismas personas de los dos periodos de referencia, por lo que $R_{1,2} \neq 0$.

- **Covarianza en comparaciones de un mismo mes**

Si se desea comparar un indicador de interés entre hombres y mujeres en un mismo mes, no existiría independencia en el muestreo, ya que estos grupos no son estratos de muestreo. En este caso P_1 es la proporción de hombres y P_2 es la proporción de mujeres en la muestra ($P_1 \neq P_2$).

Por otro lado, existe una correlación natural entre las UPM que fueron seleccionadas y que contienen a hombres y mujeres, por lo tanto $R_{1,2} \neq 0$. Esta correlación se calcula sobre todos los individuos de la muestra pertenecientes a la fuerza de trabajo y sobre el indicador de interés.

- **Covarianza en comparaciones de un mismo mes (otro caso)**

Si se desea comparar un indicador de interés entre dos ciudades (Quito y Guayaquil por ejemplo) en un mismo mes, en este caso existe independencia en el muestreo, debido a que la selección de la muestra es independiente en cada ciudad. Esta independencia se tiene por definición del diseño de muestreo puesto que ambas son dominios de estudio.

En este caso P_1 es la proporción de personas de Quito y P_2 es la proporción de personas de Guayaquil en la muestra ($P_1 \neq P_2$).

Por otra parte, no existe una correlación entre las UPM que fueron seleccionadas en Quito y Guayaquil ya que la selección de la muestra fue independiente, por tanto, $R_{1,2} = 0$, ocasionando que el término de la covarianza se anule.

3. Aplicaciones a la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)

Este proceso de pruebas de hipótesis se lleva a cabo con los indicadores que se obtienen de la ENEMDU con el propósito de hacer comparaciones estadísticas de la manera adecuada. Se asume el mismo procedimiento para los distintos tipos de indicadores (medias, tasas, proporciones, etc.), así como los diferentes casos de comparación (entre periodos, entre grupos de interés en un mismo periodo, etc.)[4].

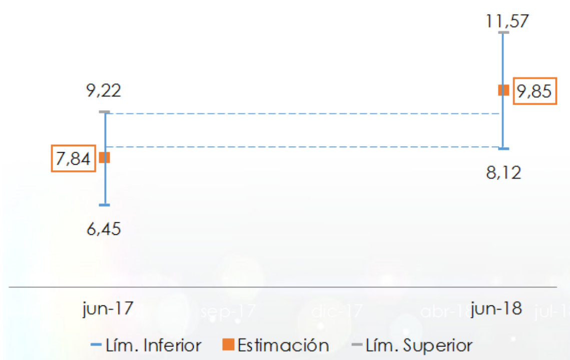
A continuación, se describen tres ejemplos prácticos en relación a los indicadores laborales.

Ejemplos prácticos

a) Tasa de desempleo en Quito

Para junio del 2017, la estimación puntual de la tasa desempleo[5] en Quito fue de 7,84%, mientras que para el mismo mes del 2018, fue de 9,85%. Cada una de estas estimaciones está asociada a intervalos de confianza.

Gráfico 4. Tasa de desempleo en Quito



Fuente: ENEMDU

Como se puede observar, los intervalos de ambas estimaciones se traslapan; lo que proporciona una primera intuición de que podría no existir una diferencia estadísticamente significativa. Sin embargo, la cuestión que interesa es tener una respuesta definitiva de sí o no, como lo señala Wooldridge (2010), por lo que se realiza la prueba de hipótesis con las siguientes hipótesis:

$$\mathrm{H_0}: \mathrm{desempleo_{jun17}} = \mathrm{desempleo_{jun18}} \rightarrow \text{no existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\mathrm{H_1}: \mathrm{desempleo_{jun17}} \neq \mathrm{desempleo_{jun18}} \rightarrow \text{existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\alpha = 0{,}05$$

4 El cálculo de pruebas de hipótesis puede diferenciarse dependiendo del tipo de indicador o comparación que se realiza.
5 Tasa de desempleo = número de desempleados / PEA

Como se mencionó anteriormente, a partir de la técnica del último conglomerado se obtiene el error estándar para cada estimación.

Tabla 1. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas de desempleo en Quito

	Error estándar	Varianza
jun-17	0,007037	4,95194E-05
jun-18	0,0088086	7,75914E-05

Con esta información, se calcula el estadístico de prueba z:

$$z = \frac{\text{desempleo}_{\text{jun18}} - \text{desempleo}_{\text{jun17}}}{\text{ee}\left(\text{desempleo}_{\text{jun18}} - \text{desempleo}_{\text{jun17}}\right)} = \frac{\text{desempleo}_{\text{jun18}} - \text{desempleo}_{\text{jun17}}}{\sqrt{\text{v}\left(\text{desempleo}_{\text{jun17}}\right) + \text{v}\left(\text{desempleo}_{\text{jun18}}\right)}}$$

$$= \frac{9{,}85 - 7.84}{\sqrt{4{,}95194 \times 10^{-05} + 7{,}75914 \times 10^{-05}}} = 1{,}7824$$

Dado que es un prueba de dos colas (por el signo de diferencia en la H_1), los valores críticos son -1,96 y 1,96, por lo que z=1,7824 cae dentro de la zona de no rechazo de la hipótesis nula. Por lo tanto, la conclusión de la prueba es que ***no existe diferencia estadísticamente significativa; o que no existe evidencia suficiente para decir que la tasa de desempleo en Quito entre junio de 2017 y junio de 2018 es diferente.***

Tabla 2. Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18 de la tasa de desempleo en Quito

Jun-17		Jun-18	
Estimación	**Error estándar**	**Estimación**	**Error estándar**
7,84	0,007037	9,85	0,008809

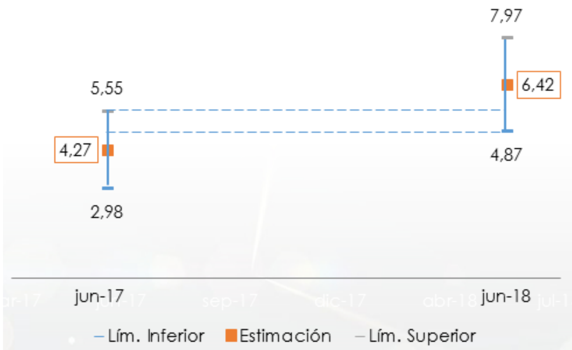
Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18				
Diferencia	**Valor z**	**Normal**	**p-valor**	**Conclusión**
2,01	1,7824	0,9627	0,07468	No rechazo H_0

De igual manera, se observa el p-valor, el cual es 0,07468; al ser mayor a 0,05, no rechazo la H_0; y se llega a la misma conclusión que con el estadístico de prueba.

b) Tasa de desempleo en Machala

Para junio del 2017, la estimación puntual de la tasa desempleo en Machala fue de 4,27%, mientras que para el mismo mes del 2018, fue de 6,42%. Cada una de estas estimaciones está asociada a intervalos de confianza, como se muestra en el Gráfico 5.

Gráfico 5. Tasa de desempleo en Machala



Como se puede observar, los intervalos de ambas estimaciones se traslapan; lo cual señala una primera intuición de que podría no existir una diferencia estadísticamente significativa. Sin embargo, se realiza la prueba de hipótesis para llegar a una conclusión certera, donde:

$$\mathrm{H_0: desempleo_{jun17} = desempleo_{jun18}} \rightarrow \text{no existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\mathrm{H_1: desempleo_{jun17} \neq desempleo_{jun18}} \rightarrow \text{existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\alpha = 0{,}05$$

A partir de la técnica del último conglomerado se obtiene el error estándar para cada estimación.

Tabla 3. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas de desempleo en Machala

	Error estándar	Varianza
jun-17	0,0064912	4,21357E-05
jun-18	0,0078819	6,21243E-05

Con esta información, se calcula el estadístico de prueba z:

$$\mathrm{z = \frac{desempleo_{jun18} - desempleo_{jun17}}{ee\left(desempleo_{jun18} - desempleo_{jun17}\right)} = \frac{desempleo_{jun18} - desempleo_{jun17}}{\sqrt{v\left(desempleo_{jun17}\right) + v\left(desempleo_{jun18}\right)}}}$$
$$= \frac{6{,}42 - 4{,}27}{\sqrt{4{,}21357 \times 10^{-05} + 6{,}21243 \times 10^{-05}}} = 2{,}1094$$

Dado que es un prueba de dos colas (por el signo de diferencia en la $\mathrm{H_1}$), los valores críticos son -1,96 y 1,96, por lo que z=2,1094 cae dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula. Por lo tanto, acepto la hipótesis alternativa, y la conclusión de la prueba es que ***sí existe diferencia estadísticamente significativa***; o ***que existe evidencia suficiente para decir que la tasa de desempleo en Machala entre junio2017 y junio 2018 es diferente***. Como se observa, en este caso, la prueba de hipótesis contradice la intuición del cruce de intervalos de confianza, por lo que se corrobora la necesidad de realizar la prueba de hipótesis para concluir con certeza.

Tabla 4. Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18 de la tasa de desempleo en Machala

Jun-17		Jun-18	
Estimación	**Error estándar**	**Estimación**	**Error estándar**
4,27	0,0064912	6,42	0,0078819

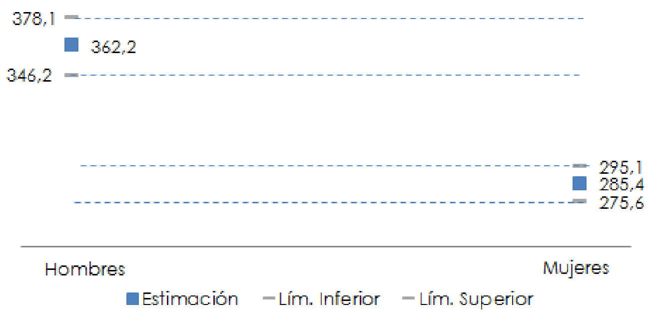
Prueba de hipótesis de la diferencia entre jun17-jun18				
Diferencia	**Valor z**	**Normal**	**Valor-p**	**Conclusión**
2,15	2,1094	0,9825	0,0349	Rechazo H_0

De igual manera, se observa el p-valor, el cual es 0,0349; al ser menor a 0,05, no se rechaza la H_0; y se llega a la misma conclusión que con el estadístico de prueba.

c) Ingreso laboral por sexo

Como se mencionó anteriormente, otra aplicación de las pruebas de hipótesis en la ENEMDU es la ***comparación de estimadores de un mismo periodo***. En este caso se va a probar si existe, o no, diferencia estadísticamente significativa entre la media del ingreso de los hombres y el de las mujeres en junio del 2018 a nivel nacional.

Gráfico 6. Ingreso laboral por sexo



Como se puede observar, los intervalos de ambas estimaciones no se traslapan; lo que proporciona una primera intuición de que podría existir una diferencia estadísticamente significativa. Sin embargo, se realiza la prueba de hipótesis para llegar a una conclusión certera, donde:

$$\mathrm{H}_0: \mathrm{ingreso}_{\mathrm{hombres}} = \mathrm{ingreso}_{\mathrm{mujeres}} \rightarrow \text{no existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\mathrm{H}_1: \mathrm{ingreso}_{\mathrm{hombres}} \neq \mathrm{ingreso}_{\mathrm{mujeres}} \rightarrow \text{existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\alpha = 0{,}05$$

A partir de la técnica del último conglomerado se obtiene el error estándar para cada estimación.

Tabla 5. Errores estándar y varianzas del ingreso laboral promedio estimado, por sexo

	Error estándar	Varianza
Ingreso laboral promedio hombres	8,139809	24,694420
Ingreso laboral promedio mujeres	4,969348	66,256491

Con esta información, se calcula el estadístico de prueba z:

$$z = \frac{\text{ingreso}_{\text{hombres}} - \text{ingreso}_{\text{mujeres}}}{\text{ee}\left(\text{ingreso}_{\text{hombres}} - \text{ingreso}_{\text{mujeres}}\right)} = \frac{\text{ingreso}_{\text{hombres}} - \text{ingreso}_{\text{mujeres}}}{\sqrt{\text{v}\left(\text{ingreso}_{\text{hombres}}\right) + \text{v}\left(\text{ingreso}_{\text{mujeres}}\right)}}$$

$$= \frac{362{,}2 - 285{,}4}{\sqrt{24{,}694420 + 66{,}256491}} = 8{,}0530$$

Dado que es un prueba de dos colas (por el signo de diferencia en la H_1), los valores críticos son -1,96 y 1,96, por lo que z=8,0530 cae dentro de la zona de rechazo de la hipótesis nula. Por lo tanto, se acepta la hipótesis alternativa, y la conclusión de la prueba es que ***sí existe diferencia estadísticamente significativa***; o que ***existe evidencia suficiente para decir que el ingreso laboral promedio entre hombres y mujeres en junio 2018 es diferente***.

Tabla 6. Prueba de hipótesis de la diferencia entre ingreso promedio de hombres y mujeres

Hombres		Mujeres	
Estimación	**Error estándar**	**Estimación**	**Error estándar**
362,2	8,139809	285,4	4,969348

Prueba de hipótesis de la diferencia				
Diferencia	**Valor z**	**Normal**	**Valor-p**	**Conclusión**
76,8	8,0532	1	8,88e-16	Rechazo H_0

De igual manera, se observa el p-valor, el cual es 8,88e-16; al ser menor a 0,05, rechazo la H_0; y se llega a la misma conclusión que con el estadístico de prueba.

Para llevar a cabo las pruebas de hipótesis, se operacionaliza este proceso en un software estadístico, dependiendo del cual variarán las especificaciones y la sintaxis para calcular los errores estándar como se menciona en el Anexo 1.

d) Pruebas de hipótesis para los indicadores de pobreza y desigualdad

Para el cálculo de los indicadores de pobreza y desigualdad, se emplea el paquete DASP (Distributive Analysis Stata Package), en su versión 2.3. Esta herramienta de libre distribución se emplea en el análisis de las condiciones de vida de la población. Fue desarrollado por: PEP (Partnership for Economic Policy), CIRPÉE (Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi), UNDP (United Nations Development Programme) y el Banco Mundial.

Entre las utilidades del paquete se encuentra la estimación de estadísticas utilizadas para el análisis de la pobreza, la desigualdad, el bienestar social y la equidad, así como la estimación de las diferencias en dichas estadísticas, sus errores estándar e intervalos de confianza –tomando en cuenta el diseño de la encuesta–, realizar descomposiciones distributivas, entre otros.

- **Instalación del paquete**

Para instalar este paquete en Stata se usa la siguiente sintaxis:

```
set more off
net from http://dasp.ecn.ulaval.ca/modules/DASP_V2.3/dasp
net install dasp_p1, force
net install dasp_p2, force
net install dasp_p3, force
net install dasp_p4, force
```

- **Diseño de la muestra**

Para el uso correcto de los comandos del paquete, se debe declarar el diseño de muestra de la ENEMDU. Este es el mismo que se emplea en los indicadores de empleo:

```
svyset id_upm [iw=fexp], strata(plan_muestreo) vce(linearized) singleunit(certainty)
```

- **Variable utilizada en el cálculo**

La variable que da cuenta del estándar de vida en estos cálculos es el ingreso per cápita familiar (ipcf).

- **Sintaxis en STATA**

Los comandos detallados a continuación permiten comparar dos periodos (t y t-1) para obtener las estimaciones de los indicadores requeridos, la diferencia entre los periodos, el error estándar, el intervalo de confianza y el p-valor.

Indicador	**Sintaxis**
Pobreza y pobreza extrema (Incidencia, brecha y severidad)	difgt ipcf ipcf, alpha(`a') cond1(ipcf!=. & `x'==`niv') cond2(ipcf!=. & `x'==`niv') pline1(`pov') pline2(`pov') file1(`base1') file2(`base2')
Gini	digini ipcf ipcf, cond1(ipcf!=. & `x'==`niv') cond2(ipcf!=. & `x'==`niv') file1(`base1') file2(`base2')
Theil	dientropy ipcf ipcf, cond1(ipcf!=. & `x'==`niv') cond2(ipcf!=. & `x'==`niv') file1(`base1') file2(`base2')
Atkinson	diatkinson ipcf ipcf, cond1(ipcf!=. & `x'==`niv') cond2(ipcf!=. & `x'==`niv') file1(`base1') file2(`base2') epsilon(`ep')

- Alpha: Se puede elegir el parámetro alpha, que puede ser 0, 1 o 2, dando cuenta del FGT 0, FGT 1 y FGT 2, respectivamente. Se usa la local (a) para hacer la estimación de los 3 casos en un bucle.
- Epsilon: Se puede elegir el parámetro épsilon, que puede ser 0.5, 1, 1.5 o 2. Se utiliza la local (ep) para hacer la estimación de los cuatro parámetros en un bucle.
- Condición: Se puede condicionar la estimación para determinados subgrupos poblacionales o categorías. Lo hacemos por área, dominio y a veces provincia.

- Errores estándar e intervalos de confianza: Se obtienen al 95% de confianza. Esto puede cambiarse si es requerido.

e) Prueba de hipótesis tomando en cuenta la dependencia entre las muestras

Se realizó un ejercicio comparando la tasa de empleo adecuado en Quito entre enero del año 2018 con enero del año 2019, el planteamiento de las hipótesis se presenta a continuación:

$$\mathrm{H_0}: \mathrm{empleo_{ene18}} = \mathrm{empleo_{ene19}} \rightarrow \text{no existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\mathrm{H_1}: \mathrm{empleo_{ene18}} \neq \mathrm{empleo_{ene19}} \rightarrow \text{existe dif. estadísticamente significativa}$$
$$\alpha = 0{,}05$$

Como se mencionó anteriormente, a partir de la técnica del último conglomerado se obtiene el error estándar para cada estimación.

Tabla 7. Errores estándar y varianzas de las tasas estimadas del empleo adecuado en Quito

	Error estándar	Varianza
ene-18	1,1912	1,41896
ene-19	1,2877	1,65817

Tabla 8. Traslape y correlación entre los individuos comunes de las tasas estimadas de empleo adecuado en Quito

Traslape (P)	Correlación ($R_{1,2}$)
1,084	0,436

Con esta información, se calcula la covarianza, la varianza de la diferencia y el estadístico de prueba ***t***:

$$Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t}) = \sqrt{\mathrm{v(p_{t-1})}}\sqrt{\mathrm{v(p_t)}} * P * R_{1,2}$$

$$Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t}) = \sqrt{1{,}41896}\sqrt{1{,}65817} * 1{,}084 * 0{,}436 = 0{,}725$$

$$\mathrm{t} = \frac{\mathrm{p_t} - \mathrm{p_{t-1}}}{\sqrt{\mathrm{v(p_{t-1})} + \mathrm{v(p_t)} - 2Cov(\mathrm{p_{t-1}}, \mathrm{p_t})}}$$

$$\mathrm{t} = \frac{63{,}49 - 65{,}54}{\sqrt{1{,}41896 + 1{,}65817 - 2 * 0{,}725}} = \frac{-2{,}05}{\sqrt{1{,}627}} = 1{,}605$$

$$gl = \#UPM - \#Estratos = 198 - 3 = 195$$

Dado que es un prueba de dos colas (por el signo de diferencia en la $\mathrm{H_1}$), los valores críticos son -1,9722 y 1,9722, por lo que t=1,605 cae dentro de la zona de no rechazo de la hipótesis nula. Por lo tanto, la conclusión de la prueba es que ***no existe diferencia estadísticamente significativa; o que no existe evidencia***

suficiente para decir que la tasa de empleo adecuado en Quito entre enero de 2018 y enero de 2019 es diferente.

Tabla 9. Prueba de hipótesis de la diferencia entre ene18-ene19 de la tasa de empleo adecuado en Quito

Ene-18		Ene-19	
Estimación	Error estándar	Estimación	Error estándar
65,54	1,1912	63,49	1,2877

Prueba de hipótesis de la diferencia entre ene18-ene19				
Diferencia	Valor t	t crítico	p-valor	Conclusión
-2,05	1,605	1,9722	0,1102	No rechazo H_0

De igual manera, se observa el p-valor, el cual es 0,1102; al ser mayor a 0,05, no rechazo la H_0; y se llega a la misma conclusión que con el estadístico de prueba.

Anexo 1. Sintaxis en Stata, SPSS y R para cálculo de errores estándar

1. Sintaxis en STATA

Para llevar a cabo la prueba de hipótesis, se utiliza el comando *svyset*, mediante el cual se declara el diseño de la encuesta:

svyset id_upm [iw=fexp], strata(plan_muestreo) vce(linearized) singleunit(certainty)

Donde:

- id_upm es el identificador de la unidad primaria de muestreo[6]
- fexp es el factor de expansión
- strata(plan_muestreo) declara la variable que identifica el estrato, que en este caso es plan_muestreo, dado que la concatenación de esta variable llega hasta el estrato socio-económico[7]
- vce(linearized) es para aplicar la linealización de Taylor al algoritmo de la varianza antes de usar la técnica del último conglomerado, que STATA usa por defecto
- singleunit(certainty) especifica cómo manejar los estratos con una unidad de muestreo. "certainty" hace que los estratos con conglomerados individuales sean tratados como unidades de certeza, es decir éstas unidades no contribuyen para el cálculo del error estándar

Una vez que se ha declarado el diseño de la encuesta, se calculan los estadísticos. Por ejemplo, para la ***tasa*** de desempleo en los distintos dominios en jun-18 se utiliza el siguiente comando:

svy: ratio desempleo/pea, over(dominio)

El resultado obtenido es el siguiente:

Over	Ratio	Linearized Std. Err.	[95% Conf.	Interval]
_ratio_1				
Quito	,0984524	,0088086	,0811787	,1157261
Guayaquil	,034418	,0041993	,0261832	,0426529
Cuenca	,0505912	,0073847	,0361098	,0650725
Machala	,0642162	,0078819	,0487597	,0796727
Ambato	,0474841	,0054618	,0367735	,0581947
_subpop_6	,052017	,0045545	,0430856	,0609483
_subpop_7	,0405665	,004052	,0326206	,0485124
_subpop_8	,041021	,0085827	,0241902	,0578518
_subpop_9	,0180084	,0021961	,0137017	,022315
_subpop_10	,0244746	,0046826	,015292	,0336573
_subpop_11	,0193074	,0071048	,0053749	,03324
Insular	,0073042	,0053152	-,0031188	,0177273

A partir de los errores estándar obtenidos, y haciendo el mismo proceso para jun-17, se puede calcular el estadístico de prueba y el valor-p.

6 A partir del 2018, la UPM son conglomerados, antes eran sectores censales.
7 Por ejemplo, si plan_muestreo=1011, significa que la observación pertenece al área 1 (urbano), dominio 01 (Quito), estrato 1 (alto).

Para obtener una ***media*** se usa el siguiente comando:

svy: mean ilareal if empleo==1, over(p02)

El resultado obtenido es el siguiente:

```
hombre: p02 = hombre
 mujer: p02 = mujer
```

Over	Mean	Linearized Std. Err.	[95% Conf.	Interval]
ilareal				
hombre	362,145	8,139809	346,1828	378,1072
mujer	285,3432	4,969348	275,5983	295,0881

Con los errores estándar se puede calcular el estadístico de prueba y el valor-p.

2. Sintaxis en SPSS

- Asistente de preparación del plan para el análisis, donde se declara el diseño muestral de la encuesta.

```
CSPLAN ANALYSIS
  /PLAN FILE='C:\Users\wconstante\Downloads\plan1.csaplan' [8]
  /PLANVARS ANALYSISWEIGHT=fexp
  /SRSESTIMATOR TYPE=WOR
  /PRINT PLAN
  /DESIGN STRATA=plan_muestreo CLUSTER=id_upm
  /ESTIMATOR TYPE=WR.
EXECUTE.
```

- Descriptivos de muestras complejas:

```
CSDESCRIPTIVES
  /PLAN FILE='C:\Users\wconstante\Downloads\plan1.csaplan' [9]
  /SUMMARY VARIABLES=tdeso
  /SUBPOP TABLE=NDOMINIO DISPLAY=LAYERED
  /MEAN
  /STATISTICS SE CV DEFF CIN(95)
  /MISSING SCOPE=ANALYSIS CLASSMISSING=EXCLUDE.
EXECUTE.
```

3.Sintaxis en R

- Librerías necesarios:

```
library(foreign)
library(survey)
library(dplyr)
library(srvyr)
```

8 Aquí se especifica la dirección donde se quiere guardar el plan
9 Aquí se especifica la dirección donde se quiere guardar el plan

- Declaración del diseño muestral de la encuesta:

```
d1 <- enemdu %>% as_survey_design(ids = id_upm
                     strata = plan_muestreo,
                     weights = fexp,
                      nest = T)
options(survey.lonely.psu = "certainty")
```

- Cálculo de estadísticos:

```
tabla1 <- d1 %>% summarise(tdesem = survey_mean(tdeso, vartype=c("se","ci","cv"),
na.rm=T, deff = T))
tabla <- d1 %>% group_by(NDOMINIO) %>% summarise(tdesem = survey_mean(tdeso,
vartype=c("se","ci","cv"), na.rm=T, deff = T))
```

Referencias

Abdelkrim, Araar y Duclos, Jean-Yves (2007). ***DASP: Distributive Analysis Stata Package***. PEP, World Bank, UNDP y Université Laval.

Abdelkrim, Araar y Duclos, Jean-Yves (2013). ***User Manual for Stata Package DASP: Version 2.3***. PEP, World Bank, UNDP y Université Laval.

Altman, D. y Blnd, M. (1995). ***Statistics notes: Absence of evidence is not evidence of absence.*** BMJ; 311:485.

Gutiérrez, A. (2018). ***Revisión del diseño de muestreo y esquema de análisis de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo-ENEMDU***. Misión de Asistencia Técnica. Quito.

INEGI. ***Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Pruebas de significancia***. ***Pruebas de hipótesis***. Recuperado de: http://www.beta.inegi.org.mx/contenidos/proyectos/enchogares/regulares/enoe/doc/enoe_significancia.pdf

Korn, E. y Graubard, B. (1999). ***Analysis of health surveys.*** Wiley.

Levin, R. y Rubin. D. (2004). ***Estadística para administración y economía***, séptima edición. Pearson: México.

Spiegel, M. y Stephens, R. (2009). ***Estadística***, cuarta edición. McGrawHill: México D.F.

Webster, A. (2000). ***Estadística aplicada a los negocios y la economía***, tercera edición. McGrawHill: Bogotá.

Wooldridge, J. (2009). ***Introducción a la econometría: Un enfoque moderno***, cuarta edición. Cengage Learning: México D.F.


CADA
HECHO
DE TU
VIDA
Cuenta
@ecuadorencifras
INEC/Ecuador
@InecEcuador
INECEcuador
t.me/ecuadorencifras
INEC Ecuador