



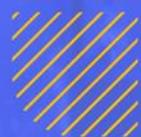
Buenas cifras,
mejores vidas



DISEÑO MUESTRAL DE LA ENCUESTA
NACIONAL DE EMPLEO, DESEMPLEO
Y SUBEMPLEO (ENEMDU)

Febrero 2021

Marzo, 2021





Buenas cifras,
mejores vidas



01





Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC)

Dirección

Dirección de Infraestructura Estadística y Muestreo

Elaborado por:

William Constante
Javier Núñez
Jorge Velásquez

Revisado por:

Francisco Céspedes

Aprobado por:

David Sánchez

Quito -Ecuador, 2021





Contenido

Diseño muestral de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)	6
Introducción	6
Determinación del Marco de Muestreo para encuestas de hogares	7
Agregación de encuestas (trimestral y anual)	8
Características del diseño muestral de la ENEMDU	9
Universo de investigación	9
Unidad de observación	9
Unidad de análisis	9
Cobertura geográfica	10
Tipo de muestreo	10
Dominios de estudio	10
Representatividad	10
Tamaño y selección de la muestra de la ENEMDU	11
Tamaño de la muestra	11
Asignación de la muestra	16
Selección de la muestra	17
Rotación de la muestra por paneles	17
Cobertura de viviendas planificada y efectiva	19
Cobertura planificada	19
Cobertura efectiva	19
Cálculo de los factores de expansión	20
Factor de expansión teórico	20
Factor de expansión ajustado por cobertura	21
Recorte de los factores de expansión extremos	23
Calibración de los factores de expansión	27
Estimación de características de la población	32
Estimación de errores	33
Métodos de estimación de errores para diseños muestrales complejos	34
Referencias	36
Anexos	37





Lista de tablas

Tabla 1. Parámetros utilizados para el cálculo del tamaño de muestra ENEMDU 2021-2024	12
Tabla 2. Tamaños de muestra ENEMDU mensual	14
Tabla 3. Tamaños de muestra ENEMDU trimestral	14
Tabla 4. Tamaños de muestra ENEMDU anual.....	15
Tabla 5. Asignación de la muestra de viviendas y UPM por territorio.....	16
Tabla 6. Distribución de la cobertura planificada de viviendas por estrato socioeconómico	19
Tabla 7. Variables requeridas para declaración del diseño muestral – ENEMDU	35

Lista de gráficos

Gráfico 1. Esquema de rotación de paneles para la ENEMDU 2021-2024.....	17
Gráfico 2. Diagramas de caja y bigote de los factores de expansión ajustados por cobertura de la ENEMDU febrero 2021	23
Gráfico 3. Diagramas de caja y bigote del factor de expansión recortados de la ENEMDU febrero de 2021	25
Gráfico 4. Comparación de los factores de expansión ajustados por cobertura y recortados por dominio y grupo de edad.....	25
Gráfico 5. Comparación de los factores de expansión recortados y calibrados por dominio y grupo de edad.	32





Diseño muestral de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)

Febrero 2021

Introducción

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) ejecuta la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) desde 1993. La ENEMDU, es una encuesta de aplicación continua, la cual se realiza los doce meses del año. La información generada de la encuesta sirve de insumo al gobierno para la planificación del desarrollo nacional y su correspondiente monitoreo y evaluación, así como al sector privado y sociedad civil en general para su conocimiento y toma de decisiones.

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), como ente rector del Sistema de Estadística Nacional y dentro de su plan de mejoramiento continuo de las operaciones estadísticas por muestreo, mediante la Dirección de Infraestructura Estadística y Muestreo (DINEM), busca innovar la metodología de los procesos estadísticos que históricamente se han llevado a cabo dentro de la institución.

Así, desde 2018, se plantean algunas mejoras puntuales al diseño muestral de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU). La técnica de muestreo de la ENEMDU es similar a la utilizada en años anteriores y corresponde a un muestreo probabilístico en dos etapas, con estratificación geográfica por dominios de estudio y área urbana y rural. Los estimadores asociados al diseño se calibran por una proyección de población calculada según métodos demográficos. Sin embargo, el nuevo diseño contempla la afinación del marco de muestro que incluye la mejora en los siguientes aspectos:

- Equilibrio de las Unidades Primarias de Muestreo (UPM).
- Estratificación acorde a las UPM equilibradas.
- Optimización de la dispersión de la muestra.

Los cambios implementados tienen el objetivo de mejorar la precisión de los estimadores y oportunidad de la información.

Por otro lado, en el segundo semestre del año 2020, CEPAL, mediante un trabajo conjunto con el INEC, realizaron un rediseño de la ENEMDU en lo referente a cálculo del tamaño y selección de la muestra, esquema de rotación de paneles y cálculo de los factores de expansión. Estos aspectos se encuentran detallados





en el informe de misión de asistencia técnica que fue entregado por CEPAL al INEC en febrero de 2021, el cual se titula “Recomendaciones Metodológicas para el Rediseño de la Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU 2021 – 2024)”.

En este documento se expone de forma clara y detallada el proceso de diseño muestral de la ENEMDU, referente al cálculo del tamaño y selección de muestra, cálculo de los factores de expansión, estimación de características, errores muestrales, agregación de encuestas, etc.

Determinación del Marco de Muestreo para encuestas de hogares

El Marco de Muestreo se basa en los resultados definitivos y la cartografía del VII Censo de Población y VI de Vivienda del 2010 (CPV-2010); este Marco tiene la característica de ser constituido por áreas geográficas, que tienen límites perfectamente definidos e identificables sobre el terreno.

El Marco ha tenido actualizaciones parciales en función a los cambios presentados en las unidades de observación (viviendas) en determinadas áreas geográficas, debido principalmente a los movimientos y dinámica demográfica propios de la población, así como los cambios en estructuras habitacionales; que en su conjunto hacen necesario un mantenimiento continuo del Marco de Muestreo.

Se han ejecutado, en el periodo 2014-2017, diferentes procesos de actualización cartográfica con diferente alcance, los cuales se detallan a continuación:

- Encuesta Condiciones de Vida 2013-2014: 2.425 sectores censales.
- Actualización ENEMDU 2014: 5.564 sectores censales.
- Proyecto 2015: 548 sectores censales.
- Actualización 2017: 1.779 sectores censales.

El Marco de Muestreo para encuestas de hogares se lo ha dividido por dominios de estudio, y dentro de ellos sus correspondientes UPM, a las cuales se asignó un estrato tomando principalmente sus características geográficas, socio-económicas y socio-demográficas, con la finalidad de mejorar la precisión y exactitud de los estimadores, minimizando su varianza.¹

¹ Para más información de la construcción y estratificación del Marco de Muestreo para encuestas de hogares referirse al siguiente link: https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/EMPLEO/2018/Diseno_Muestral_2018/SIEH%20-MMM.pdf





Agregación de encuestas (trimestral y anual)

Tal y como se explica en CEPAL (2021), en base al esquema rotativo 2(2)2 y al balance presente en el tamaño muestral mensual de la ENEMDU en el periodo 2021-2024, esta puede agregarse de manera trimestral y anual. Con la agregación, la ENEMDU gana en dominios de representatividad, permitiendo la desagregación de la información para diferentes dominios geográficos con un nivel de precisión aceptable para cada uno de ellos.

Tal y como se expone en CEPAL (2019), estas diferencias en el diseño hacen que se pueda aprovechar al máximo la capacidad inferencial de la encuesta al momento de considerar las siguientes innovaciones metodológicas:

1. Es posible considerar trimestres móviles en la estimación de las cifras concernientes al mercado de trabajo para que mes a mes, el Ecuador reciba de forma oportuna cifras confiables del mercado de trabajo en el ámbito nacional, urbano, rural y por las cinco ciudades principales. Son muchos los Institutos Nacionales de Estadística alrededor del mundo que han optado por reportar este tipo de estimaciones basados en trimestres móviles. En particular:
 - a. Las estimaciones serán mucho más suaves y no se verán afectadas significativamente por situaciones coyunturales ajenas al mercado de trabajo; por ejemplo, desastres naturales, oleadas migratorias transitorias, etc.
 - b. Además, si un fenómeno exógeno afectara la estructura del mercado de trabajo, la afectación en las cifras de trabajo se daría de forma paulatina en los siguientes dos meses; de tal forma que la dinámica cambiante del mercado de trabajo sería incorporada fácilmente con esta metodología.
 - c. La agregación computacional de los trimestres móviles es inmediata en cuanto las muestras dentro cualquier combinación de trimestres móviles son independientes, puesto que el panel es 2(2)2 y la encuesta es continua. De esta forma, los procesos de estimación no tendrían una carga importante en cuanto a procesamiento estadístico.
 - d. En cualquier mes, se podrían hacer análisis más profundos del mercado de trabajo, como los referidos a la estimación de cambios brutos.
2. Al realizar la agregación de todos los meses del año, es posible realizar la estimación de los fenómenos del mercado de trabajo con representatividad, nacional, urbano, rural, por las cinco ciudades principales y además por las 24 provincias del Ecuador.





- a. Las estimaciones serán mucho más confiables, puesto que en las agregaciones anuales se tiene una muestra mucho más grande que reduda en que las medidas de precisión de las estimaciones sean menores, haciéndose más angosto su intervalo de confianza.
- b. Al hacer comparaciones entre dos años, la potencia estadística se incrementará sustancialmente, reduciendo la probabilidad de cometer el Error Tipo II (aceptar que no hay diferencias entre las cifras del empleo cuando en realidad sí las hay).
- c. La agregación anual trae algunos retos computacionales puesto que, debido al esquema de rotación 2(2)2, aparecerán algunos términos de correlación en las UPM que deben ser tenidos en cuenta a la hora de realizar los cómputos del error de muestreo.
- d. Las estimaciones interanuales de los cambios brutos a través de las matrices de transición serán mucho más robustas y consistentes, puesto que la fracción de muestreo en las agregaciones anuales es mucho más grande que en el esquema pasado.

Para el periodo 2021-2024, el INEC tiene planificado producir estadísticas oficiales a partir de la ENEMDU agregada trimestral 4 veces al año, una por cada trimestre, y una vez al año para la ENEMDU agregada anual.

Características del diseño muestral de la ENEMDU

Universo de investigación

El universo de estudio de la ENEMDU son personas de 5 y más años de edad, residentes en las viviendas del Ecuador, exceptuando la población que reside en viviendas colectivas, viviendas flotantes y población indigente (sin techo).

Unidad de observación

La unidad de observación son todas las viviendas particulares ocupadas que se encuentran en territorio nacional, las mismas que tienen ligada su identificación geográfica mediante fuentes cartográficas.

Unidad de análisis

Para el caso de los indicadores laborales, la población de referencia son todas las personas mayores o iguales a 15 años.





Cobertura geográfica

La cobertura geográfica está definida por las viviendas ocupadas que se encuentren ubicadas dentro del territorio ecuatoriano incluyendo la región insular.

Tipo de muestreo

El tipo de muestreo de la ENEMDU corresponde a un muestreo probabilístico estratificado bietápico de elementos.

Dominios de estudio

Dominios de estudio de la ENEMDU mensual

La ENEMDU mensual de febrero 2021 tiene como sus dominios de diseño Nacional, Urbano-Rural.

Dominios de estudio de la ENEMDU trimestral

La ENEMDU trimestral tiene como sus dominios de diseño Nacional, Urbano-Rural y 5 ciudades principales (Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato).

Dominios de estudio de la ENEMDU anual

La ENEMDU anual tiene como sus dominios de diseño Nacional, Urbano-Rural, 5 ciudades principales (Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato) y 24 provincias del Ecuador.

Representatividad

Representatividad de la ENEMDU mensual

La ENEMDU mensual es representativa a nivel Nacional, Urbano-Rural.

Representatividad de la ENEMDU trimestral

La ENEMDU trimestral es representativa a nivel Nacional, Urbano-Rural y para las 5 ciudades principales (Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato).

Representatividad de la ENEMDU anual

La ENEMDU anual es representativa a nivel Nacional, Urbano-Rural, para las 5 ciudades principales (Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato) y para las 24 provincias del Ecuador.





Tamaño y selección de la muestra de la ENEMDU

Tamaño de la muestra

El tamaño de muestra por dominio de la ENEMDU fue calculado considerando los siguientes parámetros:

- **N:** número de viviendas en cada dominio en el Marco de Muestreo
- **M:** número de UPM en cada dominio en el Marco de Muestreo
- **R:** porcentaje de población económicamente activa (PEA) en cada dominio. Calculado a partir de la ENEMDU anual 2019
- **B:** promedio de personas por hogar en cada dominio, calculado a partir de la ENEMDU anual 2019
- **Rho:** coeficiente de correlación intraclase de la tasa de desempleo para cada uno de los dominios, valor que es calculado a partir de la información de la ENEMDU anual 2019
- **P:** tasa de desempleo en cada dominio, estimado a partir de la ENEMDU anual 2019
- **Delta:** margen de error relativo asociado a la tasa de desempleo en cada dominio. Este valor se calcula como la mitad del ancho del intervalo de confianza dividido para la tasa de desempleo estimada a partir de la ENEMDU anual 2019
- Nivel de confianza del 95%
- Tasa de no respuesta del 20%, valor calculado mediante la realización de un análisis histórico de la cobertura de la encuesta en los periodos 2018, 2019 y 2020.

Para cada uno de los cálculos y escenarios de tamaño de muestra, la confiabilidad estadística para la nueva ENEMDU 2021 – 2024 se fija en 95%, además, el número de viviendas seleccionadas dentro de cada una de las UPM se sigue manteniendo en 7.

Los parámetros utilizados para el cálculo de muestra en cada uno de los dominios para la ENEMDU 2021-2024 se presentan en la Tabla 1:





Tabla 1. Parámetros utilizados para el cálculo del tamaño de muestra ENEMDU 2021-2024

Dominio	N	M	R	B	Rho	P	Ancho
Azuay	450.652	2.643	54,90 %	4,9 2	0,044 0	2,25%	1,60%
Bolívar	224.270	1.279	51,30 %	3,9 7	0,017 0	1,31%	1,60%
Cañar	300.749	1.596	51,90 %	4,3 3	0,030 0	3,67%	1,60%
Carchi	192.573	1.288	48,60 %	3,7 2	0,044 0	4,60%	1,80%
Cotopaxi	514.752	2.807	58,10 %	4,2 5	0,019 0	1,83%	1,60%
Chimborazo	546.499	3.196	56,10 %	4,5 2	0,024 0	1,59%	1,60%
El Oro	428.880	2.862	48,60 %	4,1 6	0,020 0	4,35%	1,60%
Esmeraldas	627.896	3.392	40,00 %	4,7 3	0,070 0	10,17 %	1,80%
Guayas	1.674.002	10.112	43,60 %	5,5 1	0,051 0	3,38%	1,60%
Imbabura	496.033	3.076	46,10 %	4,2 6	0,078 0	6,11%	1,60%
Loja	547.507	3.194	53,20 %	4,5 4	0,078 0	3,85%	1,60%
Los Ríos	898.647	5.459	44,30 %	4,8 5	0,041 0	2,89%	1,60%
Manabí	1.554.229	9.198	45,60 %	5,4 0	0,073 0	2,47%	1,60%
Morona Santiago	195.141	975	47,40 %	4,5 4	0,051 0	1,83%	1,60%
Napo	132.566	701	49,40 %	4,3 6	0,037 0	2,92%	1,80%
Pastaza	111.690	617	47,00 %	4,0 5	0,011 0	3,07%	1,80%
Pichincha	1.180.351	7.358	48,00 %	4,7 8	0,048 0	6,19%	1,60%
Tungurahua	399.561	2.525	60,10 %	4,6 8	0,013 0	1,15%	1,60%
Zamora Chinchipe	119.508	669	50,70 %	4,1 3	0,026 0	3,32%	1,80%
Galápagos	32.395	348	53,50 %	3,2 2	0,040 0	1,82%	1,80%
Sucumbíos	227.509	1.250	43,70 %	4,2 1	0,033 0	5,42%	1,80%
Orellana	161.472	982	46,90 %	4,3 2	0,042 0	2,69%	1,60%
Santo Domingo de los Tsáchilas	494.320	3.133	44,50 %	4,2 1	0,062 0	2,53%	1,60%
Santa Elena	386.346	2.025	40,50 %	4,8 9	0,200 0	3,20%	1,80%
Quito	1.950.476	13.811	46,40 %	5,6 6	0,026 0	9,12%	1,80%





	2.610.71	16.90	45,40	6,7	0,019		
Guayaquil	2	7	%	1	0	3,07%	1,00%
			44,50	6,0	0,038		
Cuenca	402.447	2.423	%	8	0	5,35%	1,80%
			43,50	6,3	0,038		
Machala	270.241	1.797	%	8	0	6,13%	1,80%
			49,50	5,5	0,042		
Ambato	192.509	1.376	%	9	0	4,79%	1,80%

Los algoritmos que se utilizaron para el cálculo de los tamaños de muestra tanto de personas, como de viviendas y UPM, se detallan a continuación.

Tamaño de muestra de personas

La expresión matemática utilizada para el cálculo de tamaño de muestra de personas en cada dominio de diseño k es:

$$n_k \geq \frac{P(1-P) Deff}{\frac{\delta^2 P^2}{z_\alpha^2} + \frac{P(1-P) Deff}{N}} * \frac{1}{1 - T_{NR}}$$

Donde:

- z = percentil de la distribución normal estándar asociado al nivel de confianza
- δ = margen de error relativo máximo
- P = estimación de la variable de diseño (tasa de desempleo)
- N = tamaño de la población
- T_{NR} = tasa de no respuesta

El efecto de diseño $Deff$, definido como una función de la correlación existente entre la variable de interés (desempleo) y la conformación de las UPM, está dado por la siguiente expresión:

$$Deff \approx 1 + (\bar{n} - 1) * \rho$$

Donde \bar{n} es el número promedio de personas de la población económicamente activa (PEA) que serán encuestadas y ρ es la correlación intraclase entre el desempleo y la conformación de las UPM.

A su vez, \bar{n} es calculada a través del siguiente algoritmo:

$$\bar{n} = 7 * r * b$$

Donde el número (7) se refiere al número de viviendas investigadas en cada UPM, r es el porcentaje de población económicamente activa (PEA) y b es el promedio de personas por hogar.

Por último, cabe señalar que la tasa de desempleo, la cual varía dependiendo del dominio de representatividad, el enfoque que se utilizó en cada dominio de diseño debería controlar el ancho del intervalo de confianza generado a partir de la encuesta. Es por esta razón que se fijó el error máximo relativo como función de la amplitud del intervalo de confianza A . Por lo tanto, se tiene que:





$$\delta = \left(\frac{A}{2}\right)^2$$

Tamaño de muestra de viviendas

El número de viviendas que deben ser seleccionadas estará determinado por la muestra de personas (n_k), número promedio de personas por vivienda (b) y el porcentaje de personas que presentan la característica de interés ($r =$ *Proporción de la PEA*), de la siguiente forma:

$$n_{vk} = \frac{n_k}{r * b}$$

Tamaño de muestra de UPM

Las viviendas y las personas que participan en la encuesta forman parte de UPM previamente seleccionadas. En este paso final, es necesario calcular el número de UPM que deben ser seleccionadas en la primera etapa de muestreo a partir de la relación:

$$n_{UPMk} = \frac{n_{vk}}{\text{Carga técnica operativa}}$$

La carga técnica operativa se refiere al número de viviendas asignadas a cada encuestador como carga de trabajo; que fue el resultado de un previo análisis de correlación intraclase donde se pudo verificar, mediante simulaciones matemáticas, el número de observaciones necesarias para minimizar la varianza dentro de cada UPM. Como resultado de este procedimiento se definió tanto operativa como técnicamente que el número de viviendas a investigarse por UPM será siete (7).

Considerando las restricciones presupuestarias presentes, y luego de aplicar los algoritmos de cálculo correspondientes, se obtienen un tamaño de muestra de 9.016 viviendas mensuales. Además, al fijar en 7 el número de viviendas levantadas por UPM, el tamaño de muestra a este nivel es de 1.288 UPM a ser visitadas cada mes en la ENEMDU, cuya distribución por dominio se muestra en las Tablas 2, 3 y 4 que se presentan a continuación:

Tabla 2. Tamaños de muestra ENEMDU mensual

Dominio	Viviendas del marco	UPM del marco	Muestra UPM	Muestra Viviendas
Urbano	2.715.812	79.647	952	6.664
Rural	1.002.506	27.352	336	2.352
Nacional	3.718.318	106.999	1.288	9.016

Tabla 3. Tamaños de muestra ENEMDU trimestral

Dominio	Viviendas del marco	UPM del marco	Muestra UPM	Muestra Viviendas
---------	---------------------	---------------	-------------	-------------------





Urbano	2.715.812	79.647	2.856	19.992
Rural	1.002.506	27.352	1.008	7.056
Quito	473.957	13.811	408	2.856
Guayaquil	589.772	16.907	384	2.688
Cuenca	84.623	2.423	276	1.932
Machala	62.658	1.797	312	2.184
Ambato	47.817	1.376	252	1.764

Tabla 4. Tamaños de muestra ENEMDU anual

Dominio	Viviendas del marco	UPM del marco	Muestra UPM	Muestra Viviendas
Urbano	2.715.812	79.647	11.424	79.968
Rural	1.002.506	27.352	4.032	28.224
Quito	473.957	13.811	1.632	11.424
Guayaquil	589.772	16.907	1.536	10.752
Cuenca	84.623	2.423	1.104	7.728
Machala	62.658	1.797	1.248	8.736
Ambato	47.817	1.376	1.008	7.056
Azuay	96.736	2.643	288	2.016
Bolívar	46.122	1.279	288	2.016
Cañar	56.745	1.596	288	2.016
Carchi	43.923	1.288	336	2.352
Cotopaxi	100.202	2.807	288	2.016
Chimborazo	114.597	3.196	288	2.016
El Oro	97.861	2.862	384	2.688
Esmeraldas	116.307	3.392	912	6.384
Guayas	348.635	10.112	336	2.352
Imbabura	104.598	3.076	720	5.040
Loja	110.928	3.194	528	3.696
Los Ríos	189.694	5.459	288	2.016
Manabí	320.021	9.198	336	2.352
Morona Santiago	34.563	975	192	1.344
Napo	24.091	701	240	1.680
Pastaza	21.361	617	288	2.016
Pichincha	258.888	7.358	624	4.368





Tungurahua	90.743	2.525	288	2.016
Zamora Chinchipe	23.108	669	288	2.016
Galápagos	8.520	348	192	1.344
Sucumbíos	43.234	1.250	384	2.688
Orellana	33.317	982	288	2.016
Santo Domingo de los Tsáchilas	107.630	3.133	336	2.352
Santa Elena	67.667	2.025	528	3.696

Mediante una agregación trimestral, la ENEMDU alcanzaría representatividad para las cinco ciudades principales, al establecer intervalos de confianza para la tasa de desocupación muy precisos para las mismas, con márgenes de error absolutos menores al 1%, mientras que al considerar su agregación anual, la ENEMDU puede obtener estimaciones para la tasa de desempleo con una precisión aceptable para cada una de las 24 provincias del Ecuador, con márgenes de error absoluto asociados de a lo más 1,8%.

Asignación de la muestra

La asignación del tamaño de muestra en cada uno de los 150 estratos de muestreo se llevó a cabo usando la asignación de Kish (Kish, 1987; Maligalig & Martínez, 2013) que permite distribuir en cada uno de los estratos un tamaño de muestra óptimo, a través del siguiente algoritmo:

$$n_h = n \cdot \frac{\sqrt{\frac{1}{H^2} \left(\frac{N_h}{N}\right)^2}}{\sum_{h=1}^H \sqrt{\frac{1}{H^2} \left(\frac{N_h}{N}\right)^2}}$$

Donde:

- n_h = Tamaño de muestra para el estrato h
- N_h = Número de UPM del estrato h
- N = Número de UPM en el Marco de Muestreo.
- n = Número de UPM seleccionadas en la muestra en la primera etapa de muestreo
- H = Número de estratos en el dominio

Tabla 5. Asignación de la muestra de viviendas y UPM por territorio

Subpoblación	Viviendas del marco	UPM del marco	Muestra UPM	Muestra Viviendas
Quito	473.957	13.811	136	952
Guayaquil	589.772	16.907	128	896
Cuenca	84.623	2.423	92	644
Machala	62.658	1.797	104	728
Ambato	47.817	1.376	84	588
Resto Sierra Urbano	592.918	17.565	192	1.344
Resto Costa Urbano	780.055	23.186	144	1.008





Amazonía Urbano	79.861	2.410	64	448
Sierra Rural	538.194	14.530	164	1.148
Costa Rural	360.130	9.862	88	616
Amazonía Rural	99.813	2.784	76	532
Región Insular	8.520	348	16	112
Total	3.718.318	106.999	1.288	9.016

En la Tabla 5 se presenta la asignación de la muestra por subpoblación en la ENEMDU mensual, señalando que estos no son dominios de diseño de esta encuesta, por cuanto la representatividad de la ENEMDU mensual es Nacional, Urbano-Rural.

Selección de la muestra

La selección de la muestra se realiza en forma aleatoria, en dos etapas:

- **Primera etapa:** selección de Unidades Primarias de Muestreo (UPM) por estrato.
- **Segunda etapa:** selección de viviendas ocupadas dentro de cada una de las UPM seleccionadas en la primera etapa.

La selección de las UPM que forman parte de la muestra se realiza de manera independiente en cada uno de los dominios de forma aleatoria, asignando a cada UPM igual probabilidad de ser seleccionada. De la misma forma, la selección de viviendas es aleatoria dentro de cada UPM seleccionada.

Rotación de la muestra por paneles

El objetivo de realizar una encuesta tipo panel, es medir los cambios en los indicadores entre trimestres y años consecutivos, así como la estacionalidad en el tiempo. El esquema de rotación de paneles para la ENEMDU 2021-2024, presenta una rotación tanto de UPM como de viviendas dentro de las UPM, según CEPAL (2021) permitirá que se afiance el conocimiento de la construcción de pesos de muestreo longitudinales y el análisis estadístico de cambios brutos y netos, puesto que es posible establecer una dinámica poblacional de flujos brutos entre trimestres y años. Este esquema de rotación se presenta a continuación:

Gráfico 1. Esquema de rotación de paneles para la ENEMDU 2021-2024





ROTACIÓN DE PANELES ENEMDU 2021-2024													
Año	Trimestre	Mes											
		M1				M2				M3			
2021	T1	a11	b11	c11	d11	e11	f11	g11	h11	i11	j11	k11	l11
	T2	a11	b12	c11	d12	e11	f12	g11	h12	i11	j12	k11	l12
	T3	a12	b12	c12	d12	e12	f12	g12	h12	i12	j12	k12	l12
	T4	a12	b11	c12	d21	e12	f11	g12	h21	i12	j11	k12	l21
2022	T1	a11	b11	c21	d21	e11	f11	g21	h21	i11	j11	k21	l21
	T2	a11	b12	c21	d22	e11	f12	g21	h22	i11	j12	k21	l22
	T3	a12	b12	c12	d22	e12	f12	g12	h22	i12	j12	k12	l22
	T4	a12	b21	c12	d21	e12	f21	g12	h21	i12	j21	k12	l21
2023	T1	a21	b21	c21	d21	e21	f21	g21	h21	i21	j21	k21	l21
	T2	a21	b22	c21	d22	e21	f22	g21	h22	i21	j22	k21	l22
	T3	a22	b22	c31	d22	e22	f22	g31	h22	i22	j22	k31	l22
	T4	a22	b21	c31	d31	e22	f21	g31	h31	i22	j21	k31	l31
2024	T1	a21	b21	c32	d31	e21	f21	g32	h31	i21	j21	k32	l31
	T2	a21	b22	c32	d32	e21	f22	g32	h32	i21	j22	k32	l32
	T3	a22	b22	c31	d32	e22	f22	g31	h32	i22	j22	k31	l32
	T4	a22	b31	c31	d31	e22	f31	g31	h31	i22	j31	k31	l31

Como se puede observar en el Gráfico 1, por el lado de las filas se encuentran los años y los trimestres, mientras que las columnas hacen referencia a los meses de cada trimestre, además, es preciso observar que en cada mes de levantamiento la muestra está distribuida en cuatro paneles de rotación. Por ejemplo, en el año 2021, la intersección entre T1 y M1 se refiere al primer mes del primer trimestre del año 2021, en este caso es el mes de enero de 2021, cuya muestra está distribuida en los paneles a11, b11, c11 y d11; en el año 2022, la intersección entre T3 y M2 se refiere al segundo mes del tercer trimestre del año 2022, en este caso es el mes de agosto de 2022, cuya muestra está distribuida en los paneles e12, f12, g12 y h22.

Como se mencionó anteriormente, cada grupo rotacional se presenta una rotación tanto de UPM como de viviendas dentro de las UPM, en este sentido, está conformado por 3 dígitos, los dos primeros se refieren a la rotación de UPM, mientras que el tercer dígito representa la rotación de viviendas dentro de la UPM. Por ejemplo, el panel de rotación a11 está diseñado de la siguiente manera: "a1" (dos primeros dígitos) es la UPM y "1" (tercer dígito) es el grupo de viviendas dentro de la UPM. Cabe señalar que, para la conformación de la rotación de viviendas, se partitionaron las UPM en dos grupos de viviendas.

El esquema de rotación de paneles para la ENEMDU 2021-2024 es un esquema 2(2)2, esto significa que cada grupo rotativo permanece dos períodos consecutivos, sale del estudio por otros dos periodos consecutivos, para volver a aparecer finalmente en los siguientes dos meses consecutivos. Por ejemplo, las viviendas del grupo rotacional "a11" son investigadas en los meses de enero y abril del año 2021, salen del estudio los meses de julio y octubre del año 2021 (debido a que entran las viviendas del panel e12) y vuelven a ser investigadas en los meses de febrero y mayo del año 2021.

De igual forma, cabe señalar que en este esquema de rotación de paneles se establece un traslape del 50% de la muestra entre trimestres y años y que el seguimiento se realiza a nivel de viviendas (unidad de observación). Asimismo, es preciso indicar que el tamaño de muestra por cada grupo rotacional dentro de un mes y trimestre específico es de 322 UPM, ejemplificando, los paneles del mes de enero de 2021 (a11, b11, c11 y d11) tienen 322 UPM cada uno, obteniendo un total de 1.288 UPM a ser investigadas cada mes.





Una de las bondades de esta propuesta de rotación, es que es compatible con un proceso de actualización cartográfica permanente, donde un panel ingresa con actualización de la condición de ocupación de las viviendas que lo componen, con la finalidad de garantizar la cobertura muestral para la investigación.

Cobertura de viviendas planificada y efectiva

Cobertura planificada

A continuación, se presenta la cobertura planificada de viviendas de la ENEMDU del mes de febrero de 2021:

Tabla 6. Distribución de la cobertura planificada de viviendas por estrato socioeconómico

Subpoblación	Estrato Socioeconómico				Total
	Alto (1)	Medio (2)	Bajo (3)	Sin clasificar	
Quito	336	364	252	0	952
Guayaquil	252	420	224	0	896
Cuenca	196	252	196	0	644
Machala	196	308	224	0	728
Ambato	168	224	196	0	588
Resto Sierra Urbano	392	476	476	0	1344
Resto Costa Urbano	308	364	336	0	1008
Amazonía Urbano	112	140	112	84	448
Sierra Rural	392	392	364	0	1.148
Costa Rural	196	196	168	56	616
Amazonía Rural	168	196	168	0	532
Región Insular	56	28	28	0	112
Total	2.772	3.360	2.744	140	9.016

Según la Tabla 6 se puede apreciar que existen viviendas que no están clasificadas en ningún estrato socioeconómico, ya sea en el estrato alto, medio o bajo en la Amazonía Urbana y en la Costa Rural, este hecho sucede debido a que existen ciertos estratos geográficos, definidos por el cruce de las variables provincia y área, que tienen muy pocas UPM, razón por la cual no se clasifican por sus características socioeconómicas. Estos dominios son: Morona Santiago urbana (371 UPM), Napo urbana (292 UPM) y Santa Elena rural (120 UPM).

Cobertura efectiva

Por otro lado, la cobertura efectiva de viviendas levantadas en la ENEMDU de





febrero 2021, se muestra a en el Anexo 1.

Cálculo de los factores de expansión

El procedimiento de ponderación general para la ENEMDU requiere de dos etapas.

- La **primera etapa** consiste en calcular una ponderación de UPM. De ser necesario, se aplica un ajuste por no respuesta a nivel de UPM.
- La **segunda etapa** consiste en calcular una ponderación de viviendas dentro de cada UPM. De ser necesario se aplica un ajuste por no respuesta a nivel de vivienda.

La “falta de respuesta” se produce cuando no se llega a obtener respuesta de algunas unidades de la muestra. Resulta útil pensar en la población de la muestra dividida en dos conjuntos, el primero, formado por todas las unidades de la muestra de las que se ha obtenido respuesta; y el segundo, por todas las unidades de la muestra de las que no ha podido obtenerse respuesta.

La tasa de falta de respuesta puede estimarse con exactitud si se llevan a cabo recuentos de todos los elementos que cumplen los requisitos que se incluyen en la muestra. La tasa de respuesta en una encuesta se define como el coeficiente entre el número de cuestionarios completados por las unidades y el número total de unidades de la muestra que cumplen los requisitos. La falta de respuesta puede deberse a la ausencia del domicilio de las personas seleccionadas, a los cambios en la condición de ocupación de la vivienda, a la negación de dichas personas a participar o a su incapacidad para responder a las preguntas, entre otras. Otra posible causa de la falta de respuesta puede ser la imposibilidad de llevar a cabo la encuesta en determinadas zonas por razones climatológicas, dificultades del terreno o cuestiones de seguridad.

El factor de expansión final, es el resultado de un procedimiento que involucra el cálculo del factor de expansión de diseño, el ajuste por cobertura, el recorte de los pesos de muestreo extremos y la calibración de los pesos de muestreo, los cuales se describen a continuación:

Factor de expansión teórico

Probabilidad de inclusión de primera etapa (UPM)

Las UPM fueron seleccionadas con igual probabilidad en los estratos de muestreo h , por tanto, la probabilidad de inclusión de la primera etapa (UPM) es calculada a partir del siguiente algoritmo:

$$\pi_i = \frac{n_{i_h}}{N_{i_h}}$$

Donde:





n_{i_h} = es el número de UPM investigadas en el estrato h en la muestra.
 N_{i_h} = es el número de UPM del estrato h en la población.

Por tanto, la ponderación básica de primera etapa para la i -ésima UPM muestreada en el estrato h es la inversa de la probabilidad de inclusión de la primera etapa y queda definida por:

$$w_i = \frac{1}{\pi_i}$$

Probabilidad de inclusión de segunda etapa (viviendas)

Las viviendas fueron escogidas con igual probabilidad de selección en cada UPM levantada en la primera etapa, por tanto, la probabilidad de inclusión de la segunda etapa (vivienda) es calculada a partir del siguiente algoritmo:

$$\pi_{j|i} = \frac{n_{j_i}}{N_{j_i}}$$

Donde:

n_{j_i} = es el número de viviendas investigadas en la UPM i en la muestra.
 N_{j_i} = es el número de viviendas de la UPM i en la población.

Por tanto, la ponderación básica de segunda etapa para la j -ésima vivienda en la i -ésima UPM viene dada por:

$$w_j = \frac{1}{\pi_{j|i}}$$

Factor de expansión teórico o de diseño

El factor de expansión teórico o de diseño es el inverso de la multiplicación de las probabilidades de inclusión de la primera y de la segunda etapa, tal como se expresa a continuación:

$$w_k = \frac{1}{\pi_i * \pi_{j|i}}$$

Factor de expansión ajustado por cobertura

Ajuste por cambio de ocupación (no elegibilidad)





Si las viviendas seleccionadas presentan cambio en su estado de ocupación (viviendas temporales, desocupadas, en construcción, destruidas, convertidas en negocio y otra razón), se realiza el siguiente ajuste:

$$a_1 = 1 - \frac{\# \text{ de viviendas no elegibles}}{\# \text{ de viviendas investigadas}}$$

Por lo tanto, el factor de expansión ajustado por cambio de ocupación (no elegibilidad) es:

$$w_{k1}^{ne} = w_k * a_1,$$

donde:

w_{k1}^{ne} = es el factor de expansión ajustado por no elegibilidad.

w_k = es el factor de expansión teórico.

a_1 = ajuste por cambio de ocupación (no elegibles).

Ajuste por nadie en casa (elegibilidad desconocida)

El siguiente ajuste consiste en redistribuir los pesos de las unidades secundarias de muestreo con elegibilidad desconocida (nadie en casa) utilizando la siguiente expresión:

$$a_2 = \frac{\# \text{ de viviendas investigadas en la UMP}}{\# \text{ de viviendas completas en la UMP}}$$

Por lo tanto, el factor de expansión ajustado por elegibilidad desconocida es:

$$w_{k2}^{ed} = w_{k1}^{ne} * a_2,$$

donde:

w_{k2}^{ed} = es el factor de expansión ajustado por elegibilidad desconocida.

w_{k1}^{ne} = es el factor de expansión ajustado por no elegibilidad.

a_2 = ajuste por nadie en casa (elegibilidad desconocida).

Cabe recalcar que este ajuste se realiza únicamente en las UPM que cuentan con al menos una vivienda con elegibilidad desconocida.

Ajuste por rechazo (no respondientes)

El último ajuste en los pesos de muestreo se realiza si el resultado de la entrevista de las viviendas, al momento de realizar la investigación, fue rechazo. Si este es el caso, el ajuste a realizar es:

$$a_3 = \frac{\# \text{ de viviendas investigadas en la UMP}}{\# \text{ de viviendas completas en la UMPs}}$$

Cabe recalcar, que si una vivienda fue rechazo esta sigue siendo parte del conjunto de viviendas elegibles. Además, este ajuste no se realiza si $a_2 \neq 1$.





Por tanto, el factor de expansión ajustado por cobertura viene dado por la siguiente multiplicación:

$$w_k^{(*)} = w_{k2}^{ed} * a_3$$

donde:

- $w_k^{(*)}$ = es el factor de expansión ajustado por rechazo.
- w_{k2}^{ed} = es el factor de expansión ajustado por elegibilidad desconocida
- a_3 = ajuste por rechazo (no respondientes)

Recorte de los factores de expansión extremos

Debido a los ajustes por cobertura y calibración, la variabilidad de los factores de expansión se ha visto incrementada. Potter (1990) señala que la variación extrema en los factores de expansión puede resultar en varianzas muestrales excesivamente grandes.

Para solventar este inconveniente se han desarrollado algunos procedimientos para limitar o reducir el tamaño de los factores de expansión extremos, algunos de los cuales están descritos en Potter (1990, 1993). Para la ENEMDU se utiliza el método de recorte y redistribución de factores de expansión más común, descrito en Valliant (2013), el cual propone el siguiente método iterativo:

- (1) Fijar una cota inferior y superior para los factores de expansión.
- (2) Todo factor de expansión mayor a la cota superior (o menor a la cota inferior) se fija en el valor de la cota, definiendo:

$$fexp_{trim} = \begin{cases} U & \text{si } w_k^{(*)} \geq U, \\ w_k^{(*)} & \text{si } L < w_k^{(*)} < U, \\ L & \text{si } w_k^{(*)} \leq L. \end{cases}$$

Donde $fexp_{trim}$ es el conjunto de los factores de expansión recortados.

- (3) Calcular $K = \sum_k |fexp - fexp_{trim}|$.
- (4) Distribuir K equitativamente entre todos los pesos no recortados.
- (5) Repetir los pasos (1)-(4) hasta que $K = 0$.

Puesto que la ENEMDU presenta factores de expansión extremos únicamente en la cola derecha de su distribución, L es igual a 1 y U se fija en 4,5 veces la mediana. Cabe señalar que, el recorte y redistribución de los factores de expansión se realizó de manera independiente en 7 subgrupos de recorte: 5 ciudades principales (Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala y Ambato), resto urbano y nacional rural.

Gráfico 2. Diagramas de caja y bigote de los factores de expansión ajustados por cobertura de la ENEMDU febrero 2021.





Diagrama de caja de los factores de expansión ajustados por cobertura ENEMDU Febrero 2021

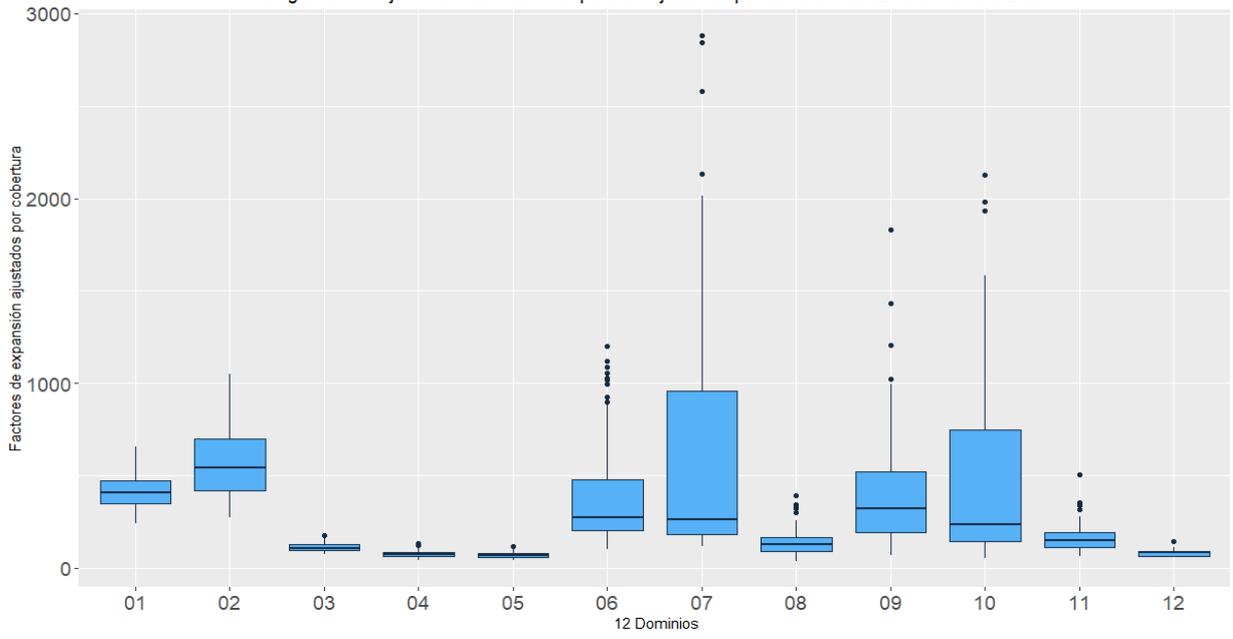
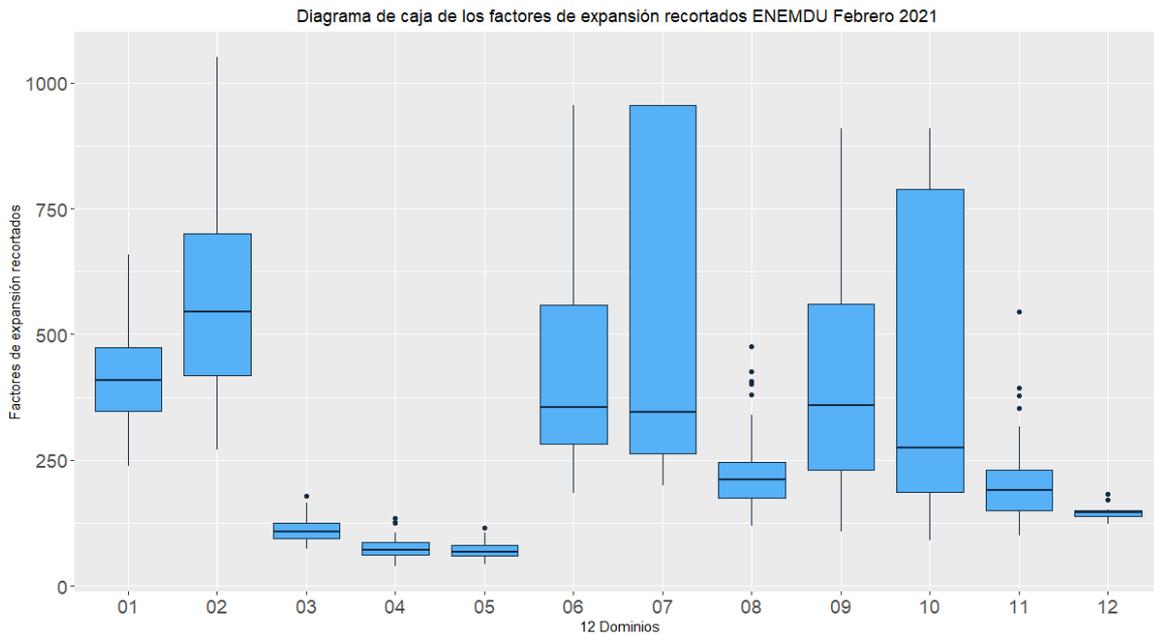




Gráfico 3. Diagramas de caja y bigote del factor de expansión recortados de la ENEMDU febrero de 2021

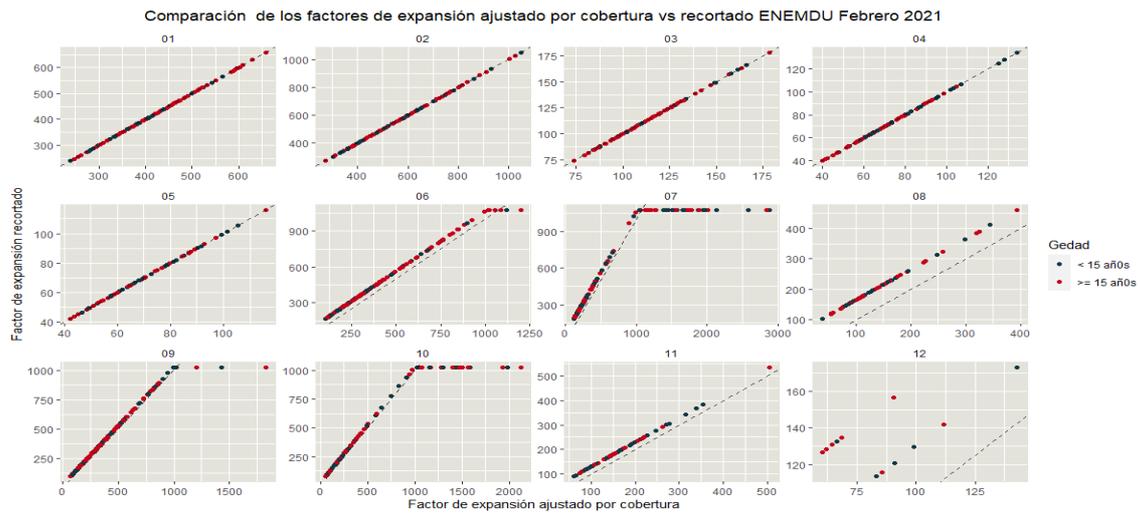


En los gráficos 2 y 3 se presentan los diagramas de caja y bigote de los factores de expansión ajustados por cobertura y recortados, respectivamente, a nivel de las 12 subpoblaciones usuales². Al realizar una comparación entre estos se aprecia que los factores de expansión ajustados por cobertura presentan una mayor variabilidad que los pesos de muestreo recortados, teniendo valores extremos más grandes en comparación con la función de distribución de los ponderadores recortados, al realizar la identificación del efecto del recorte y redistribución se eliminan los valores atípicos o extremos de pesos de muestreo.

Gráfico 4. Comparación de los factores de expansión ajustados por cobertura y recortados por dominio y grupo de edad.

² Quito, Guayaquil, Cuenca, Machala, Ambato, Resto Sierra Urbano, Resto Costa Urbano, Resto Amazonía Urbano, Resto Sierra Rural, Resto Costa Rural, Resto Amazonía Rural, Región Insular.





Según el Gráfico 4, se puede evidenciar que en las 5 ciudades principales no se presentan factores de expansión recortados, por cuanto los pesos de muestreo están sobre la línea de 45 grados, esto significa que los ponderadores recortados son iguales a los ajustados por cobertura. Por otra parte, se observa que existen subpoblaciones en las cuales se presentan una proporción de factores de expansión recortados, tales como Resto Sierra y Resto Costa Urbano, y Sierra y Costa rural.

Validación del recorte de los factores de expansión extremos

Se evaluaron 5 niveles de recorte de factores de expansión, tomando 5 cotas superiores diferentes (3, 3.5, 4, 4.5 y 5 veces la mediana). Esta evaluación del nivel de recorte se efectuó, por un lado, tomando en cuenta el porcentaje de factores de expansión recortados por celda o post estrato de calibración y por otro, una estimación del Error Cuadrático Medio (MSE) del recorte.

Porcentaje de factores de expansión recortados por celda o post estrato de calibración

A través de la identificación del porcentaje de factores de expansión recortados por celda o post estrato de calibración, se puede identificar que al recortar con una cota superior de 3 o 3.5 veces la mediana, existen celdas o grupos de recorte que poseen un gran porcentaje de ponderadores que se recortan, sin embargo, a partir del recorte de 4,5 veces la mediana, el porcentaje de pesos de muestreo recortados no supera el 10% (Ver Anexo 2).

Error cuadrático medio (MSE) del recorte de los factores de expansión

Otro criterio que permite evaluar la calidad del recorte de los ponderadores, es evaluar una estimación del Error Cuadrático Medio (MSE) para los elementos de datos seleccionados en varios niveles de recorte para determinar empíricamente el nivel de recorte (Cox y McGrath 1981). El supuesto subyacente a este procedimiento es que, para un conjunto de pesos y datos, existe un punto en el que la reducción en la varianza de muestreo resultante del recorte se compensa con el aumento en el cuadrado del sesgo introducido en la estimación.





En esta técnica, el $MSE(\widehat{Y}_t)$ es estimado por:

$$\widehat{MSE}(\widehat{Y}_t) = (\widehat{Y}_t - \widehat{Y})^2 - \widehat{Var}(\widehat{Y}) + 2[\widehat{Var}(\widehat{Y}_t)\widehat{Var}(\widehat{Y})]^{1/2}$$

Donde:

- \widehat{Y} = estimación de la media usando el factor de expansión no recortado,
- \widehat{Y}_t = estimación de la media usando el factor de expansión recortado,
- $\widehat{Var}(\widehat{Y})$ = varianza estimada de \widehat{Y} , y
- $\widehat{Var}(\widehat{Y}_t)$ = varianza estimada de \widehat{Y}_t .

Asimismo, Potter (1990) sostiene que este procedimiento se implementa calculando repetidamente la estimación del MSE para elementos de datos seleccionados a diferentes niveles de recorte de pesos de muestreo. El nivel 'óptimo' de recorte es el punto que minimiza el MSE estimado (es decir, minimiza la varianza muestral y el sesgo cuadrático estimado) para el conjunto de datos.

Para evaluar los diferentes niveles de recorte aplicados, se estimó los MSE de 3 indicadores: PEA, empleo adecuado y desempleo, bajo diferentes desagregaciones como nivel nacional, por área y por grupo de recorte, determinando los niveles "óptimos" de recorte para cada indicador investigado y para cada nivel de desagregación analizado (Ver Anexo 3).

En los resultados presentados en el Anexo 3 se aprecia que, los valores óptimos de recorte se encuentran en todos los niveles (3, 3.5, 4, 4.5 y 5) veces la mediana como cota superior, sin embargo, en el área rural, en algunos dominios de diseño o celdas de calibración el nivel óptimo de recorte se obtiene cuando la cota superior es de 4 O 4.5 veces la mediana.

A través de la revisión de la literatura, Valliant (2013) sugiere 3,5 como umbral de recorte. Sin embargo, al haber efectuado el análisis del porcentaje de factores de expansión recortados, la estimación del MSE del recorte y la validación del recorte de los pesos de la ENEMDU, se decidió que la cota superior óptima corresponde a 4,5 veces la mediana.

Como se puede evidenciar en lo diagramas de caja y bigote graficados (Ver Anexo 4), el recorte y redistribución reduce la variabilidad de los factores de expansión. Además, según se evidencia en las tablas que se muestran en el Anexo 2, entre más alta sea la cota superior del recorte, menos proporción de factores de expansión serán recortados en cada celda o grupo de recorte.

Por otra parte, el valor mínimo y la media de los factores de expansión son los mismos para todos los niveles de recorte efectuados, a su vez, el valor máximo es más grande a medida que aumente la cota superior de recorte (Ver Anexo 5).

Calibración de los factores de expansión





La calibración de los factores de expansión (Deville J.C., Särndal C.E. y Sautory O., 1993) es un ajuste que se realiza a los ponderadores con el propósito de que las estimaciones de algunas variables de control reproduzcan con exactitud los totales poblacionales de dichas variables.

Cuando los estudios por muestreo están afectados por la ausencia de respuesta, es deseable tener las siguientes propiedades en la estructura inferencial que sustenta el muestreo:

1. Sesgo pequeño o nulo.
2. Errores estándares pequeños.
3. Un sistema de ponderación que reproduzca la información auxiliar disponible.
4. Un sistema de ponderación que sea eficiente al momento de estimar cualquier característica de interés en un estudio multipropósito.

Heredia (2010) manifiesta que para la calibración de los factores de expansión es necesario tomar en cuenta la siguiente información:

- Considerar una fuente de información auxiliar que se utiliza como “población”, que puede ser censos, registros administrativos u otras encuestas; en las cuales se conocen los totales por variables o características que se desee estudiar.
- Otra fuente de información es la “muestra”, de la cual procederán los estadísticos que infieren a los parámetros poblacionales.
- Identificar las variables de interés.
- Estimación de los totales de las variables de interés de la muestra.

El objetivo de la calibración es obtener un nuevo sistema de factores de expansión w_k que se encuentren cerca de los ponderadores de diseño d_k , de tal forma que cuando los ponderadores sean usados para estimar los totales de las variables auxiliares, dichos totales sean reproducidos con exactitud, de manera que los nuevos factores conserven cualquier propiedad buena de estimación de los pesos básicos.

Estimador de calibración

El estimador de calibración se define de la siguiente manera:

Considere una función de distancia G con argumentos $x = w_k/d_k$ con las siguientes propiedades:

- G es positiva y estrictamente convexa,
- $G(1) = G'(1) = 0$, y
- $G''(1) = 1$.

Bajo esta definición, $G(w_k/d_k)$ mide la distancia de los factores de expansión originales d_k a los nuevos factores de expansión w_k , siendo $\sum_s d_k G(w_k/d_k)$ la medida de distancia para toda la muestra s . Por lo tanto, el problema de optimización es:





Minimizar $\sum_s d_k G(w_k/d_k) - \lambda'(\sum_s w_k x_k - \sum_U x_k)$, donde U hace referencia a la población, $x_k = (x_{k1}, \dots, x_{kj}, \dots, x_{kj})'$ es un vector de valores auxiliares y $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_j, \dots, \lambda_j)'$ es un J - vector de multiplicadores de Lagrange. Para calcular los nuevos factores de expansión, primero se debe determinar el valor de λ , el cual se obtiene resolviendo las ecuaciones de calibración:

$$\sum_s d_k F(x_k' \lambda) x_k = \sum_U x_k.$$

Luego, el estimador de calibración queda definido por:

$$\hat{t}_{yc} = \sum_s w_k y_k = \sum_s d_k F(x_k' \lambda) y_k$$

para los (y_k, x_k) datos observados en la muestra ($k \in s$) y una función de distancia G dada. Nótese que $w_k = d_k F(x_k' \lambda)$ es el nuevo factor de expansión calibrado. En este contexto, notaremos $g = F(x_k' \lambda)$.

Cabe mencionar que, en este proceso de construcción de factores de expansión para la ENEMDU, se calibra los pesos de muestreo recortados, por tanto, los ponderadores calibrados son calculados con la siguiente expresión:

$$w_k^{(**)} = \text{exp}_{trim} * g_k$$

Donde $w_k^{(**)}$ son los factores de expansión calibrados, mientras que exp_{trim} son los pesos de muestreo recortados y g_k son los pesos de calibración.

Por otro lado, CEPAL (2021) recomienda que en este rediseño de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU 2021-2024) se realice un esquema de ponderación del tipo "integrated household weighting", el cual considera un sistema de pesos de calibración consistentes con las restricciones de calibración a nivel de persona y que permitiera la integración con los hogares, al cambiar de unidad de observación.

Ante lo mencionado, Lemaitre & Dufour (1987) citado en CEPAL (2021) afirman que se deben crear nuevas variables de calibración a nivel de persona, definidas como el promedio de las variables originales en el hogar. Por tanto, se deben definir las siguientes cantidades:

$$z_{ij} = \sum_{i \in h} x_{ij} \quad y \quad \bar{z}_{ij} = \frac{z_{ij}}{N_j}$$

Donde z_{ij} es la agregación a nivel de hogar de las covariables originales de calibración a nivel de persona y N_j es el tamaño del hogar j . Se debe tener en cuenta que al aplicar este algoritmo de calibración utilizando las variables z , en vez de las variables x , se reproducen las ecuaciones de calibración a satisfacción y, dado que todos los individuos comparten las mismas covariables en la calibración, todos los individuos de un hogar determinado presentarán un mismo factor de expansión, es decir, esta calibración es a nivel de hogar construida bajo una matriz de calibración de personas.





Para la ENEMDU, se aplicó un esquema de calibración en el cual se presentan 8 celdas o post estratos de calibración (Ver Anexo 6), y se evaluó cada uno a través de criterios para validar la calibración propuestas por Silva (2004) (Ver Anexo 7).

Validación de la calibración de los factores de expansión

Silva (2004) propone 7 medidas para evaluar la calidad de la calibración de los factores de expansión, las cuales se detallan a continuación:





- Error relativo promedio sobre las variables auxiliares

$$M1 = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p \frac{|\hat{t}_{xc} - t_x|}{t_x}$$

- Coeficiente de variación HT relativo promedio

$$M2 = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p \frac{(Var(\hat{t}_{x\pi}))^{1/2}}{t_x}$$

- Proporción de peses extremos (límite inferior)

$$M3 = \frac{1}{n} \sum_{k \in S} I(g_k < L)$$

- Proporción de peses extremos (límite superior)

$$M4 = \frac{1}{n} \sum_{k \in S} I(g_k > U)$$

- Coeficiente de variación de los g_k

$$M5 = \frac{\sigma(g)}{\bar{g}}$$

- Distancia entre los peses de calibración y los peses originales

$$M6 = \frac{1}{n} \sum_{k \in S} \frac{(w_k - d_k)^2}{d_k} = \frac{1}{n} \sum_{k \in S} d_k (g_k - 1)^2$$

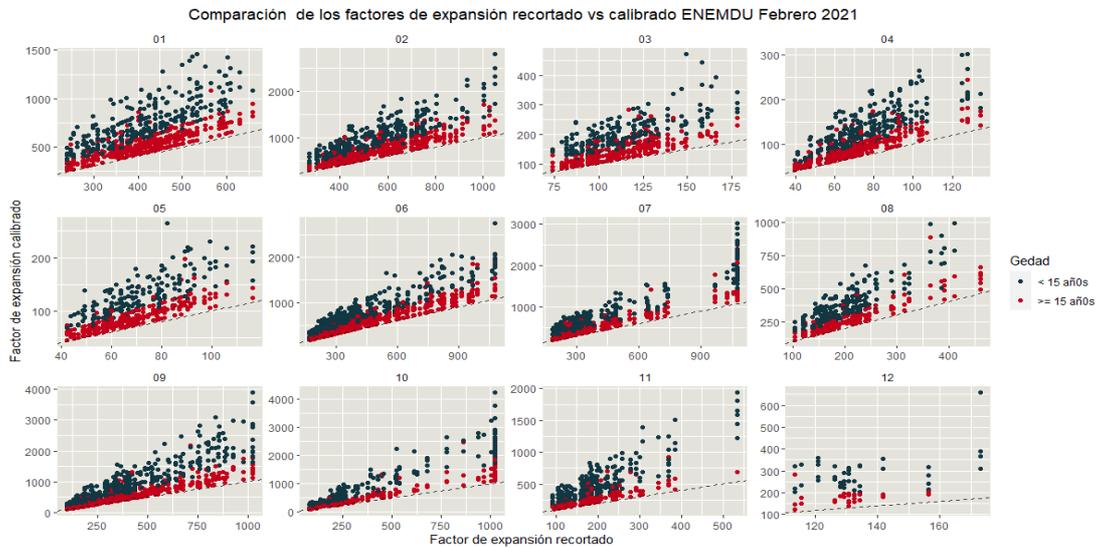
- Eficiencia de los estimadores de calibración sobre la estimación del diseño de muestreo

$$M7 = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{\hat{V}_g(\hat{T}_{yjc})}{\hat{V}(\hat{T}_{yj})}$$





Gráfico 5. Comparación de los factores de expansión recortados y calibrados por dominio y grupo de edad.



Según el Gráfico 5, en la mayoría de dominios, los factores de expansión calibrados son más grandes que los ponderadores recortados, debido a la condición de reproducir con exactitud los totales poblacionales por sexo y grupo de edad (menores a 15 años, y mayores o iguales a 15 años) en las diferentes celdas o post estratos de calibración.

Estimación de características de la población

Una vez construidos los factores de expansión, se calcula los estimadores provenientes de la ENEMDU, se utiliza el estimador de Horvitz-Thompson, el cual sirve para estimar el valor total de una característica determinada (tasa de empleo adecuado, desempleo, subempleo, etc.). Está dado por (Carl-Erik Särndal, 1992).

$$\hat{Y}_{mHT} = \sum_{i=1}^{C_m} \sum_{j=1}^{v_i} P_T^j y_{ij}$$

Donde:

- \hat{Y}_{mHT} = estimador insesgado para el total Y_k de una variable y en el dominio de estudio m
- C_m = número de conglomerados investigadas en el dominio de estudio m .
- v_i = número de viviendas investigadas en el conglomerado i del dominio de estudio m
- y_{ij} = valor de la variable y para la vivienda j del conglomerado i del dominio de estudio m





Estimación de errores

Una vez realizada la estimación respectiva para la variable de interés a nivel de dominio de estudio, el error de muestreo es calculado a partir de la estimación de la varianza del estimador del total $\hat{Y}_{m_{HT}}$. Para calcular adecuadamente los errores de muestreo de cada estimador, se debe tomar en cuenta los diferentes aspectos del diseño muestral, es decir, las dos etapas de muestreo, la estratificación presente en los dominios de estudio y los procesos de selección en cada una de las etapas.

Con todos estos elementos, el coeficiente de variación para el estimador $\hat{Y}_{k_{HT}}$ viene dado por la siguiente expresión:

$$CV(\hat{Y}_{k_{HT}}) = \frac{\sqrt{\hat{V}_{2st}(\hat{Y}_{k_{HT}})}}{\hat{Y}_{k_{HT}}},$$

Donde:

$\hat{V}_{2st}(\hat{Y}_{k_{HT}})$ estimación de la varianza de segunda etapa del estimador del total del individuo k
 $\hat{Y}_{k_{HT}}$ estimador del total de la característica de interés del individuo k

Un estimador insesgado para la varianza está dado por:

$$\hat{V}_{2st}(\hat{t}_{\pi}) = \sum \sum_{s_I} \check{\Delta}_{Iij} \frac{\hat{t}_{i\pi} \hat{t}_{j\pi}}{\pi_{Ii} \pi_{Ij}} + \sum_{s_I} \frac{\hat{V}_i}{\pi_{Ii}}$$

En el cual el \hat{V}_i apropiado es:

$$\hat{V}_i = \sum \sum_{s_{III}} \check{\Delta}_{IIqr|i} \frac{\hat{t}_{iq\pi} \hat{t}_{ir\pi}}{\pi_{IIq|i} \pi_{IIr|i}}$$

Donde:

- i, j = Índice que recorre las UPM i, j en el dominio de estudio m .
- q, r = Índices que recorren las viviendas de la UPM i en el dominio de estudio m .
- π_{Ii} = Probabilidad de selección de la Etapa I para la i – ésima UPM en el dominio de estudio m .
- $\pi_{IIq|i}$ = Probabilidad de selección de la Etapa II para la q – ésima vivienda, dada la i – ésima UPM.
- $\check{\Delta}_{Iij}$ = Cantidad Δ expandida asociada a las UPM i, j .
- $\check{\Delta}_{IIqr|i}$ = Cantidad Δ expandida asociada a las viviendas q, r dada la selección de la i – ésima UPM.





Métodos de estimación de errores para diseños muestrales complejos

Aunque la selección del diseño de muestreo y el estimador sean de libre elección para los investigadores, no lo es el cálculo de las medidas de confiabilidad y precisión. Dado que la base científica sobre la cual descansa el muestreo es la inferencia estadística, se deben respetar las normas básicas para la asignación y posterior cálculo del margen de error, que constituye una medida unificada del error total de muestreo el cual cuantifica la incertidumbre acerca de las estimaciones en una encuesta.

Los métodos de estimación de los errores muestrales pueden clasificarse en cuatro categorías:

- a. Métodos exactos
- b. Métodos del último conglomerado
- c. Aproximaciones por linealización
- d. Técnicas de replicación

Para la descripción de los métodos se ha tomado como referencia los textos de Kish y Frankel (1974), Wolter (1985) y Lehtonen y Pahkinen (1995), que se encuentran descritos en el documento "ENEMDU: Cálculo de errores estándar y declaración de muestras complejas", donde se realiza una breve descripción de los métodos convencionales para estimar varianzas o errores muestrales para estimaciones basados en muestreo complejo, que es una característica de la ENEMDU.

A continuación, se describirá las principales características de cada uno de los métodos de estimación de errores para el muestreo complejo:

- Los métodos exactos pueden ser utilizados para estimar totales, medias, tamaños y proporciones.
- La linealización de Taylor debe ser utilizada para estimar parámetros no lineales como razones, medias dentro de dominios, cuartiles o funciones de distribución.
- La técnica del último conglomerado junto con la linealización de Taylor puede ser utilizada para estimar la varianza de los indicadores de interés de las encuestas dirigidas a hogares que tengan diseños muestrales complejos. Esta es la técnica que por defecto utiliza el software SPSS.
- Las técnicas de replicación pueden ser usadas para estimar eficientemente todos los parámetros de interés, sin importar su forma funcional.
- La comparación general entre los métodos de linealización y replicación, es que no generan resultados idénticos del error de muestreo, pero hay que señalar que existen estudios (Kish y Frankel, 1974) que concluyen que





las diferencias presentadas no son significativas cuando se trata de grandes muestras.

El INEC utiliza para la estimación de los parámetros de interés y sus correspondientes errores de muestreo diversos programas estadísticos tales como SPSS, Stata y R. En virtud de las características de cada uno de los métodos, es la técnica del último conglomerado en combinación con la linealización de Taylor, la cual induce a una muy buena aproximación del error muestral sobre los indicadores más importantes de las encuestas dirigidas a hogares, además de su facilidad de cálculo y replica. En este sentido, será esta técnica la utilizada para la estimación de los errores muestrales en la ENEMDU.

Las variables requeridas para declarar el diseño muestral en los programas estadísticos (SPSS, Stata y R) y ejecutar el cálculo de los errores de muestreo son presentadas en la Tabla 6, donde se describe las etiquetas de las variables identificadoras de las UPM, estratos y factores de expansión.

Tabla 7. Variables requeridas para declaración del diseño muestral – ENEMDU

Característica	Variable	Descripción
UPM	Upm	Agrupación de viviendas ocupadas en un número entre 30 a 60, próximas entre sí y con límites definidos.
Estratos	Estrato	Identificación de estrato muestral (aproximación clasificación socio-económica)
Ponderación	Fexp	Factor de expansión calculado y ajustado (no cobertura)

Es importante indicar que los estratos de muestreo están definidos por el cruce entre Provincia (25 grupos) + Área (2 grupos) + estrato socioeconómico de la UPM (3 grupos). Además, las UPM deben tener identificadores únicos dentro de cada estrato y a través del tiempo. Por último, los hogares deben estar unívocamente identificados, así como su pertenencia a las UPM, a los estratos de muestreo y a las rondas del panel correspondiente.





Referencias

CEPAL. (2021). *Recomendaciones Metodológicas para el Rediseño de la Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU 2021 – 2024)*. Informe de misión al Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Ecuador.

CEPAL. (2019). *Revisión del esquema de agregación y análisis de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo – ENEMDU*. Misión de Asistencia Técnica.

Cox, B.G. and McGrath, D.S. (1981), "An Examination of the Effect of Sample Weight Truncation on the Mean Square Error of Survey Estimates," presented at Biometrics Society ENAR meeting, Richmond, VA. March 1981.

Deville J.C., Särndal C.E. y Sautory O. (1993). *Generalized Raking Procedures in Survey Sampling*. Journal of the American Statistical Association.

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.

Heredia, O. (2010). *El problema de la Calibración*. Aguascalientes: Dirección de diseño y marcos estadísticos - Instituto Nacional de Estadística y Geografía – INEGI.

Hidiroglu, M., Särndal, C., & Binder, D. (1995). Weighting and Estimation in Business Surveys. En Cox, Binder, Chinnappa, Christianson, Colledge, & Kott, *Business Survey Methods* (págs. 477-502). Jhon Wiley & Sons.

Lemaitre & Dufour (1987). An integrated method for weighting persons and families. *Survey Methodology*, 13(2).

Kish, L. (1987). *Statistical Design for Research*. New York: Wiley

Kish, L. (1972). *Muestreo de Encuestas*. México: Trillas.

Maligalig & Martinez (2013). *Developing a Master Sample Design for Households Surveys in Developing Countries: A Case Study In Bangladesh*. *Survey Methods: Insights from the Field*.

Potter F.J. (1990). A study of procedures to identify and trim extreme sampling weights. *American Statistical Association*, pp 225–230.

Särndal, C.E. y Swensson, B. y. W. J. (2003). *Model Assisted Survey Sampling*. Springer Series in Statistics. Springer: New York.

Silva A. (2004). *Calibration Estimation: When and Why, How much and How*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE.

Valliant R., Dever J.A. y Kreuter F. (2013). *Practical Tools for Designing and Weighting Survey Samples*. Springer International Publishing.





Anexos

Anexo 1: Distribución de la cobertura efectiva de viviendas por estrato socioeconómico de la ENEMDU de febrero 2021.

Dominio	Estrato Socioeconómico				Total
	Alto (1)	Medio (2)	Bajo (3)	Sin clasificar	
Quito	285	315	244	0	844
Guayaquil	242	425	223	0	890
Cuenca	183	229	176	0	588
Machala	178	306	219	0	703
Ambato	164	216	193	0	573
Resto Sierra Urbano	371	444	435	0	1.250
Resto Costa Urbano	298	355	317	0	970
Amazonía Urbano	104	125	98	77	404
Sierra Rural	361	377	346	0	1.084
Costa Rural	181	183	158	56	578
Amazonía Rural	139	175	156	0	470
Región Insular	45	25	24	0	94
Total	2.551	3.175	2.589	133	8.448

Anexo 2: Porcentaje de factores de expansión recortados por celda o post estrato de calibración.

Nota aclaratoria: la información de evaluación de procedimiento de recorte y redistribución presentada a continuación, hace referencia a la ENEMDU enero 2021. Como resultado de esta evaluación el nivel de recorte óptimo es de 4.5 veces la mediana, el cual se mantendrá para todas las ENEMDU mensuales en el periodo 2021-2024.

Porcentaje de pesos recortados por celda de calibración (3 veces la mediana):

Grupo de recorte	No recortados	Recortados	Porcentaje
Quito	2.721	4	0,15%
Guayaquil	3.229	0	0,00%
Cuenca	2.007	0	0,00%
Machala	2.486	0	0,00%
Ambato	1.724	0	0,00%
Resto urbano	8.031	1.489	15,64%
Rural	6.936	1.177	14,51%

Porcentaje de pesos recortados por celda de calibración (3,5 veces la





mediana):

Grupo de recorte	No recortados	Recortados	Porcentaje
Quito	2.721	4	0,15%
Guayaquil	3.229	0	0,00%
Cuenca	2.007	0	0,00%
Machala	2.486	0	0,00%
Ambato	1.724	0	0,00%
Resto urbano	8.303	1.217	12,78%
Rural	7.147	966	11,91%

Porcentaje de pesos recortados por celda de calibración (4 veces la mediana):

Grupo de recorte	No recortados	Recortados	Porcentaje
Quito	2.725	0	0,00%
Guayaquil	3.229	0	0,00%
Cuenca	2.007	0	0,00%
Machala	2.486	0	0,00%
Ambato	1.724	0	0,00%
Resto urbano	8.469	1.051	11,04%
Rural	7.321	792	9,76%

Porcentaje de pesos recortados por celda de calibración (4,5 veces la mediana):

Grupo de recorte	No recortados	Recortados	Porcentaje
Quito	2.725	0	0,00%
Guayaquil	3.229	0	0,00%
Cuenca	2.007	0	0,00%
Machala	2.486	0	0,00%
Ambato	1.724	0	0,00%
Resto urbano	8.695	825	8,67%
Rural	7.569	544	6,71%

Porcentaje de pesos recortados por celda de calibración (5 veces la mediana):





Grupo de recorte	No recortados	Recortados	Porcentaje
Quito	2.725	0	0,00%
Guayaquil	3.229	0	0,00%
Cuenca	2.007	0	0,00%
Machala	2.486	0	0,00%
Ambato	1.724	0	0,00%
Resto urbano	8.887	633	6,65%
Rural	7.652	461	5,68%

Anexo 3: Niveles “óptimos” de recorte para cada indicador investigado y para cada estimador y nivel de desagregación analizado

Nota aclaratoria: la información de evaluación de procedimiento de recorte y redistribución presentada a continuación, hace referencia a la ENEMDU enero 2021. Como resultado de esta evaluación el nivel de recorte óptimo es de 4.5 veces la mediana, el cual se mantendrá para todas las ENEMDU mensuales en el periodo 2021-2024.

Niveles de recorte óptimo a nivel nacional:

Nacional	PEA	Adecuado	Desempleo
Nivel de recorte	3	5	5

Niveles de recorte óptimo por área:

Área	PEA	Adecuado	Desempleo
Urbano	4	3	5
Rural	4,5	5	5

Niveles de recorte óptimo por celda o post estrato de calibración:

Grupo de recorte	PEA	Adecuado	Desempleo
Quito	4	3	4
Guayaquil	No recorte	No recorte	No recorte
Cuenca	No recorte	No recorte	No recorte
Machala	No recorte	No recorte	No recorte
Ambato	No recorte	No recorte	No recorte
Resto urbano	4	3	5
Rural	4,5	5	5

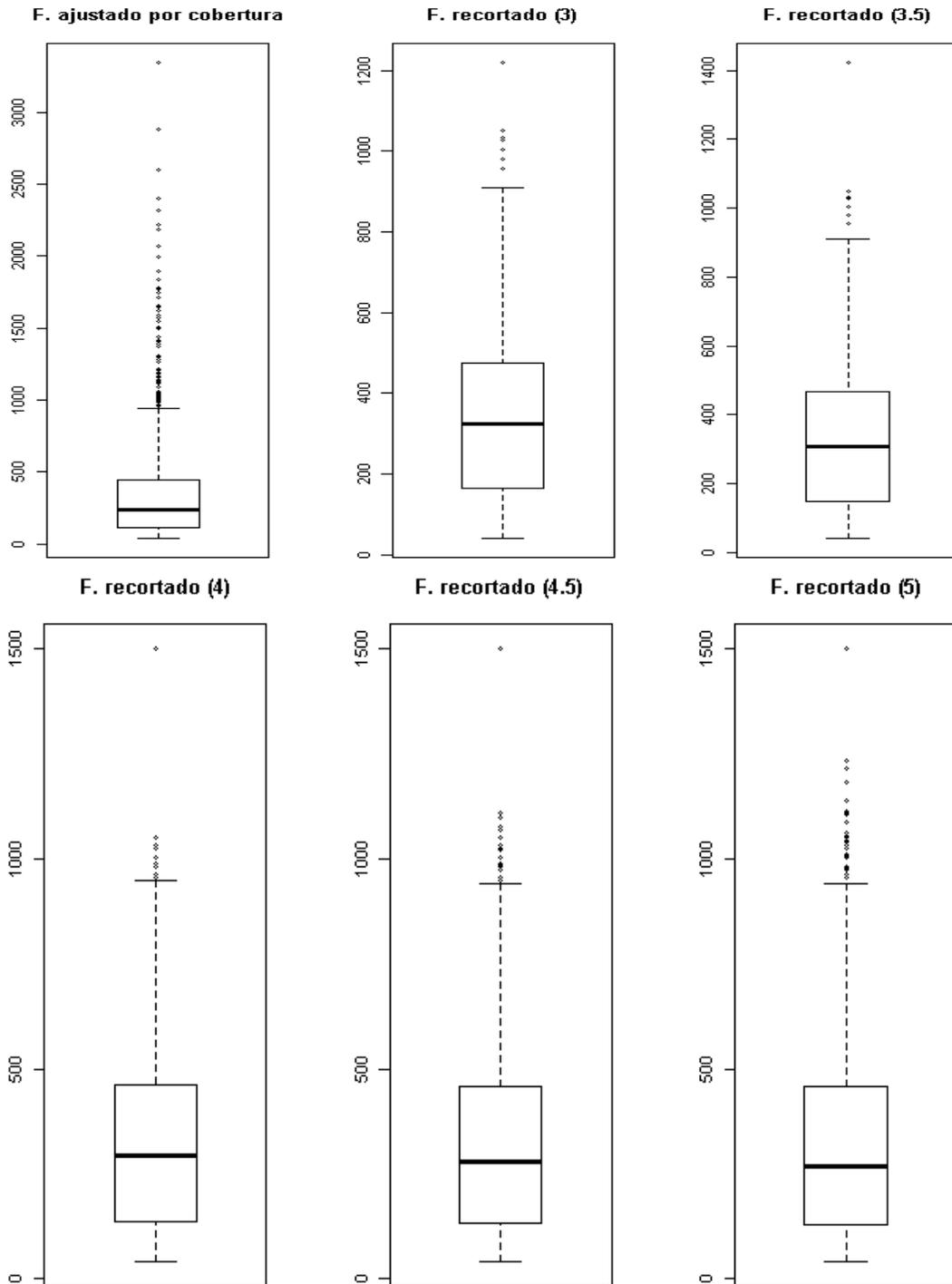
Anexo 4: Diagramas de caja y bigote del factor de expansión calibrado y los recortados.

Nota aclaratoria: la información de evaluación de procedimiento de recorte y





redistribución presentada a continuación, hace referencia a la ENEMDU enero 2021. Como resultado de esta evaluación el nivel de recorte óptimo es de 4.5 veces la mediana, el cual se mantendrá para todas las ENEMDU mensuales en el periodo 2021-2024.



Anexo 5: Estadísticos descriptivos de los factores de expansión recortados según cota superior de recorte.

Nota aclaratoria: la información de evaluación de procedimiento de recorte y redistribución presentada a continuación, hace referencia a la ENEMDU enero





2021. Como resultado de esta evaluación el nivel de recorte óptimo es de 4.5 veces la mediana, el cual se mantendrá para todas las ENEMDU mensuales en el periodo 2021-2024.

Estadístico descriptivo	Cota superior de recorte (veces la mediana)				
	3	3,5	4	4,5	5
Mínimo	41,08	41,08	41,08	41,08	41,08
Primer cuartil	165,47	149,34	136,69	132,35	127,06
Mediana	324,01	306,39	291,80	277,83	268,99
Media	345,99	345,99	345,99	345,99	345,99
Tercer cuartil	476,02	467,38	463,49	457,05	457,05
Máximo	1.218,81	1.421,94	1.500,21	1.500,21	1.500,21

Anexo 6: Esquema de calibración propuesto

El post estrato al que pertenece cada observación se puede identificar mediante un id de 5 dígitos, por ejemplo "00_1_1_1", que hacen referencia a los cruces utilizados para definir cada post estrato de acuerdo al siguiente detalle:

Dígito	Descripción y valores posibles
00	Dominio geográfico: nacional
1	Área: urbana (1) o rural (2)
1	Sexo: hombre (1) mujer (2)
1	Grupo de edad: menor a 15 años (1) 15 o más años (2)

En el ejemplo citado anteriormente, el post estrato "00_1_1_1" identifica a los individuos hombres menores a 15 años de la parte urbana a nivel nacional.

id_calib	Población
00_1_1_1	1.598.398
00_1_1_2	4.247.782
00_1_2_1	1.709.643
00_1_2_2	4.535.265
00_2_1_1	918.452
00_2_1_2	1.916.208
00_2_2_1	906.883
00_2_2_2	1.903.087

Anexo 7: Medidas para evaluar el esquema de calibración planteado (Esquema 1)

Medida 1:

id_calib	er_hog_c
00_1_1_1	1,29E-12
00_1_1_2	1,24E-12
00_1_2_1	5,56E-12





00_1_2_2	1,54E-12
00_2_1_1	3,48E-07
00_2_1_2	1,02E-07
00_2_2_1	1,84E-07
00_2_2_2	1,24E-07

Medida 2:

El valor de esta medida es del 3,10%.

Medida 3:

id_calib	L	n	M3_hog_prop_c
00_1_1_1	1	2.573	0
00_1_1_2	1	8.037	0
00_1_2_1	1	2.405	0
00_1_2_2	1	8.855	0
00_2_1_1	1	989	0
00_2_1_2	1	2.832	0
00_2_2_1	1	994	0
00_2_2_2	1	2.838	0

Medida 4:

id_calib	n	U	U3	M4_hog_U_prop_c	M4_hog_U3_prop_c
00_1_1_1	2.573	1,8	3	40,42%	0,08%
00_1_1_2	8.037	1,5	3	39,39%	0,01%
00_1_2_1	2.405	2,0	3	47,48%	0,50%
00_1_2_2	8.855	1,5	3	42,53%	0,03%
00_2_1_1	989	2,7	3	53,39%	28,51%
00_2_1_2	2.832	1,8	3	40,01%	4,87%
00_2_2_1	994	2,6	3	52,82%	25,86%
00_2_2_2	2.838	1,8	3	42,60%	6,10%

Medida 5:

id_calib	cv_g_hog_c
00_1_1_1	16,84%
00_1_1_2	20,18%





00_1_2_1	16,89%
00_1_2_2	23,59%
00_2_1_1	24,32%
00_2_1_2	32,93%
00_2_2_1	24,64%
00_2_2_2	36,31%

Medida 6:

<u>id_calib</u>	<u>dist_g_hog_c</u>
00_1_1_1	250,80
00_1_1_2	124,90
00_1_2_1	418,30
00_1_2_2	122,81
00_2_1_1	1123,56
00_2_1_2	380,94
00_2_2_1	1015,08
00_2_2_2	401,47





INEC | Buenas cifras,
mejores vidas



@ecuadorencifras



@ecuadorencifras



@InecEcuador



t.me/ecuadorencifras



INEC/Ecuador



INECEcuador



INEC Ecuador