



Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

Instituto de Ciencias Básicas e Ingeniería
Área Académica de Matemáticas y Física

De la dicotomía a la continuidad:
modelado matemático de la precariedad
laboral en México

T E S I S

que para obtener el título de:

Licenciado en Matemáticas Aplicadas

presenta

Luis Fernando Rodríguez Sánchez

Bajo la dirección de la

Dra. Alma Sofía Santillán Hernández

Mineral de la Reforma, Hidalgo.

Mayo 2026



Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo

Instituto de Ciencias Básicas e Ingeniería

School of Engineering and Basic Sciences

Dirección

Office of the Director

Mineral de la Reforma, Hgo., a 26 de mayo de 2026

Número de control: ICBI-D/994/2026

Asunto: Autorización de impresión.

MTRA. OJUKY DEL ROCÍO ISLAS MALDONADO DIRECTORA DE ADMINISTRACIÓN ESCOLAR DE LA UAEH

Con Título Quinto, Capítulo II, Capítulo V, Artículo 51 Fracción IX del Estatuto General de nuestra Institución, por este medio, le comunico que el Jurado asignado al egresado de la Licenciatura en Matemáticas Aplicadas **Luis Fernando Rodríguez Sánchez**, quien presenta el trabajo de titulación "**De la dicotomía a la continuidad: modelado matemático de la precariedad laboral en México**", ha decidido, después de revisar fundamento en lo dispuesto en el Título Tercero, Capítulo I, Artículo 18 Fracción IV; dicho trabajo en la reunión de sinodales, **autorizar la impresión del mismo**, una vez realizadas las correcciones acordadas.

A continuación, firman de conformidad los integrantes del Jurado:

Presidente: Dr. Roberto Ávila Pozos

Secretario: Dr. Ronald Richard Jiménez Munguía

Vocal: Dra. Alma Sofía Santillán Hernández

Suplente: Dr. Ricardo Cruz Castillo

Sin otro particular por el momento, reciba un cordial saludo.

Atentamente
"Amor, Orden y Progreso"

Dr. Gabriel Vergara Rodríguez
Director del ICBI



GVR/MMM

"Amor, Orden y Progreso"

Ciudad del Conocimiento, Carretera Pachuca-Tulancingo
Km. 4.5 Colonia Carboneras, Mineral de la Reforma, Hidalgo,
México. C.P 42184

Teléfono: 52 (771) 71 720 00 Ext. 40001

direccion_icbi@uaeh.edu.mx, vergara@uaeh.edu.mx



uaeh.edu.mx

*A mi familia,
por ser el origen y el destino
de cada esfuerzo.*

Agradecimientos

Agradezco profundamente a la Dra. Alma Sofía Santillán Hernández, directora de esta tesis, por su guía constante, su paciencia y su rigor académico. Su acompañamiento fue determinante para darle forma y coherencia a este trabajo. Aprendí mucho más de lo que estas páginas pueden reflejar.

Resumen

La precariedad laboral constituye un fenómeno multidimensional caracterizado por condiciones desfavorables en el empleo, tales como informalidad, ausencia de prestaciones e inestabilidad contractual. El objetivo de este trabajo es construir y comparar medidas de precariedad laboral a partir de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Se consideran seis dimensiones clave: trabajo informal, afiliación sindical, acceso a prestaciones, tipo de contrato, jornada laboral e ingreso. Sobre estas variables se generan tres índices mediante enfoques metodológicos distintos: promedio simple de variables dicotómicas, análisis de componentes principales y lógica difusa. Los resultados indican que, en el análisis agregado, las tres medidas exhiben comportamientos similares, lo que sugiere la existencia de una estructura común en las dimensiones consideradas. Sin embargo, al desagregar por grupos de edad y niveles educativos se observan diferencias atribuibles a la forma en que cada metodología incorpora la información de las variables originales. Estos índices permiten identificar grupos poblacionales con mayor vulnerabilidad y analizar la evolución temporal de las condiciones laborales. Como línea futura de investigación, este enfoque podría aplicarse a otros periodos o regiones para generar diagnósticos más detallados que contribuyan al análisis y evaluación de políticas orientadas a mejorar la calidad del empleo.

Abstract

Labor precariousness is a multidimensional phenomenon characterized by unfavorable employment conditions, such as informality, lack of benefits, and contractual instability. The objective of this study is to construct and compare measures of labor precariousness using data from the National Survey of Occupation and Employment (ENOE, by its Spanish acronym). Six key dimensions are considered: informal work, union membership, access to benefits, type of contract, working hours, and income. Based on these variables, three indices are generated through distinct methodological approaches: a simple average of dichotomous variables, principal component analysis, and fuzzy logic. The results indicate that, at the aggregate level, all three measures exhibit similar behavior, suggesting the existence of a common structure across the dimensions considered. However, when disaggregated by age groups and educational levels, differences emerge that are attributable to the way each methodology incorporates information from the original variables. These indices make it possible to identify population groups with greater vulnerability and to analyze the temporal evolution of labor conditions. As a future line of research, this approach could be applied to other periods or regions to generate more detailed diagnostics that contribute to the analysis and evaluation of policies aimed at improving employment quality.

Índice general

Introducción	1
1. Preliminares	3
1.1. Revisión de literatura	3
1.2. Análisis de componentes principales	5
1.3. Lógica difusa	7
1.3.1. Conjuntos difusos	7
1.3.2. Funciones de pertenencia	8
1.3.3. Operadores difusos	12
1.3.4. Sistemas de inferencia difusa	13
1.3.5. Fusificación y defusificación	14
2. Datos	16
2.1. Muestra de estudio	16
2.2. Dimensiones de la precariedad laboral	18
2.3. Las medidas de la precariedad	18
2.3.1. Promedio simple	18
2.3.2. Componentes principales	22
2.3.3. Lógica difusa	24
2.4. Estadística descriptiva	28
2.4.1. Integración analítica mediante un tablero interactivo	34
3. Resultados	38
3.1. Evolución de la precariedad por grupo de edad	39
3.2. Evolución de la precariedad por nivel educativo	44
3.3. Análisis regional: Hidalgo como estudio de caso	49
3.3.1. Dimensión del mercado laboral	49
3.3.2. Brechas salariales y distribución de ingreso	50
3.3.3. Sensibilidad y análisis desagregado	51
4. Conclusiones	61

5. Referencias	64
A. Fundamentos matemáticos del sistema de inferencia difusa	66
A.1. Introducción y motivación	66
A.2. Operadores difusos: especificación e implementación	66
A.2.1. T-norma: mínimo de Mamdani	67
A.2.2. T-conorma: máximo estándar	67
A.2.3. Defusificación: centroide (center of gravity)	68
A.3. Funciones de pertenencia: especificación y justificación	68
A.4. Sistema de reglas completo	69
A.4.1. Subconjunto I: dimensiones institucionales (variables dicotómicas)	69
A.4.2. Subconjunto II: dimensiones económicas (variables continuas)	70
A.5. Ejemplo numérico trazado paso a paso	70
A.6. Conexión con el análisis empírico	73
A.7. Nota sobre sensibilidad y limitaciones del diseño	73

Introducción

En los últimos años, el estudio de las condiciones laborales ha adquirido una relevancia particular dentro del análisis económico y social. Uno de los conceptos que ha recibido mayor atención es el de precariedad laboral, el cual hace referencia a situaciones de empleo caracterizadas por inestabilidad, bajos ingresos o ausencia de protección social. Debido a su naturaleza multidimensional, la precariedad laboral no puede describirse adecuadamente mediante una sola variable, por lo que resulta necesario construir indicadores que integren distintas características del empleo.

El objetivo de este trabajo es estimar y comparar tres medidas de precariedad laboral utilizando información proveniente de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Para ello se consideran seis dimensiones relacionadas con las condiciones del empleo: trabajo informal, pertenencia a un sindicato, acceso a prestaciones laborales, tipo de contrato, jornada laboral e ingreso laboral. Estas variables permiten aproximar distintos aspectos asociados a la estabilidad y calidad del empleo.

A partir de estas dimensiones se construyen tres índices de precariedad laboral mediante metodologías distintas. En primer lugar, se considera un índice basado en el promedio simple de variables dicotómicas que describen condiciones precarias del empleo. En segundo lugar, se utiliza el análisis de componentes principales (PCA) con el propósito de obtener una combinación lineal de las variables originales que capture la mayor parte de su variabilidad conjunta. Finalmente, se construye un índice mediante lógica difusa, el cual permite modelar la precariedad como un fenómeno gradual en lugar de estrictamente binario, asignando grados de pertenencia en lugar de clasificaciones discretas y capturando las interacciones no lineales entre dimensiones. El enfoque de este trabajo tiene como principal interés la construcción formal de medidas cuantitativas, el análisis de sus propiedades matemáticas y la comparación de sus resultados bajo supuestos distintos. En particular, el análisis de componentes principales se emplea como una transformación lineal ortogonal que extrae la estructura de covarianza de los datos, y la lógica difusa se utiliza para modelar la transición gradual entre estados, formalizada mediante funciones de pertenencia y un sistema de inferencia explícito.

El uso de estas tres metodologías permite comparar distintas formas de sintetizar la información contenida en las variables originales. Los índices se analizan a lo largo del periodo 2007–2025, que comprende cuatro administraciones presidenciales. Con este fin, se marcan en las series temporales los años 2013 y 2019, correspondientes a los cambios de gobierno, con el propósito de identificar posibles inflexiones en la trayectoria de la precariedad laboral. Este análisis es de

carácter descriptivo y no busca establecer relaciones causales entre las políticas laborales de cada administración y los niveles de precariedad observados, sino documentar si los cambios de periodo coinciden con cambios en la tendencia de los índices. Asimismo, se estudia el comportamiento de los índices obtenidos para distintos grupos de edad y niveles educativos, con el fin de identificar posibles diferencias en la distribución de la precariedad laboral. Como estudio de caso regional se analiza el estado de Hidalgo, lo que permite examinar la sensibilidad territorial de los métodos y evaluar si el ordenamiento relativo de los índices se mantiene cuando se restringe el análisis a una entidad específica.

Capítulo 1

Preeliminares

Este capítulo presenta los fundamentos matemáticos y conceptuales sobre los que se construye el análisis desarrollado en los capítulos posteriores. La primera sección revisa la literatura sobre medición de la precariedad laboral en México y América Latina, situando la contribución de este trabajo en ese contexto. La segunda sección introduce el análisis de componentes principales como herramienta de reducción dimensional. La tercera sección desarrolla los fundamentos de la lógica difusa: conjuntos difusos, funciones de pertenencia, sistemas de inferencia, fusificación y defusificación. El lector interesado en la implementación completa del sistema de inferencia difusa construido en este trabajo, incluyendo las reglas explícitas, los operadores exactos utilizados y un ejemplo numérico trazado paso a paso, encontrará ese desarrollo en el Apéndice A.

1.1. Revisión de literatura

En México, no existe una medición oficial de la precarización laboral como sí ocurre con la pobreza; los organismos federales no cuentan hasta ahora con una medida institucional para evaluarla. No obstante, existen propuestas desarrolladas por académicos que permiten aproximarse al estudio del fenómeno de la precariedad laboral (Blanco y Julián, 2019).

Uno de los primeros esfuerzos por medir esta problemática es el realizado por García Guzmán (2009), quien construyó un índice de la situación laboral de los residentes de 32 de las principales ciudades de México a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Dicho índice buscó jerarquizar las carencias presentes en el mercado laboral mexicano mediante variables como el desempleo abierto, la presencia de micronegocios precarios, los bajos ingresos, las jornadas parciales involuntarias y la ausencia de prestaciones, contratos y sindicalización. El autor concluye que los problemas del mercado de trabajo no se limitan únicamente a la falta de empleo o a la permanencia en pequeños negocios, sino que también se expresan en una creciente desprotección e inestabilidad laboral.

Por su parte, Montoya (2009) realizó un estudio comparativo entre 1997 y 2004 con el objetivo de identificar los cambios en las condiciones laborales de los profesionales. A través del

análisis de homogeneidad, construyó un índice de calidad-precariedad del empleo que permitió evaluar la evolución de la precarización en este grupo poblacional. Sus resultados muestran un incremento gradual de la precariedad laboral, particularmente en los empleos por cuenta propia, caracterizados por mayores niveles de inestabilidad.

En el contexto latinoamericano, Escoto Castillo (2010) desarrolló una medición de la precariedad laboral para El Salvador mediante un Análisis de Componentes Principales (PCA) basado en correlaciones policóricas. Sus resultados muestran que la precariedad laboral se relaciona principalmente con bajos niveles de escolaridad y con la población joven, destacando además que ser joven y ser mujer implica mayores niveles de precariedad.

Desde una perspectiva conceptual, diversos autores coinciden en que la precariedad laboral es resultado de transformaciones estructurales en el mercado de trabajo. En este sentido, Suárez et al. (2005) señalan que la precarización surge a partir de una diversidad de situaciones ocupacionales consideradas precarias, como el subempleo, la baja calificación laboral y los bajos salarios, que afectan a sectores cada vez más amplios de la población. Este proceso se manifiesta tanto en el ámbito económico (bajos ingresos, suspensiones, despidos o reducciones salariales) como en el ámbito jurídico, a través de formas de contratación que legalizan o permiten condiciones laborales inestables.

En la misma línea, Salas (2005) sostiene que el término precarización del empleo engloba un conjunto de situaciones empíricas que han adquirido mayor relevancia en las últimas décadas, asociadas con la expansión de relaciones laborales no formales y el deterioro de las condiciones de trabajo, expresado en la disminución de los salarios, la prolongación de las jornadas laborales y el incremento del trabajo a tiempo parcial. Por su parte, Marsi (2011) define la precarización laboral como una situación caracterizada por la ausencia de seguridad en el contrato de trabajo, en los derechos sociales vinculados al empleo y en las expectativas de ingresos futuros. En términos generales, estas perspectivas coinciden en que la precarización implica una disminución en la calidad del empleo y un debilitamiento de la protección laboral.

Asimismo, Recio (2007) plantea que el concepto de precariedad surge en el marco de debates sociales vinculados a la implementación de políticas neoliberales, las cuales impulsaron una reorganización de las estructuras empresariales y del mercado de trabajo. En este contexto, la precarización laboral se manifiesta principalmente en empleos de baja calidad caracterizados por inestabilidad, desprotección laboral y salarios insuficientes, con una creciente tendencia hacia la contratación temporal en lugar de relaciones laborales estables (Suárez et al. 2005; Marsi, 2011). En esta línea, estudios recientes muestran que la precarización laboral también afecta a grupos que tradicionalmente se consideraban menos vulnerables. Por ejemplo, Santillán Hernández et al. (2024) analizan la inserción laboral de jóvenes universitarios en México y encuentran que la educación superior no garantiza necesariamente el acceso a empleos de calidad: muchos egresados enfrentan condiciones laborales caracterizadas por bajos ingresos, contratos temporales y ausencia de prestaciones. De manera relevante para este trabajo, su análisis muestra que el grado de precarización varía según la carrera de egreso, lo que implica que una medición adecuada del fenómeno debe ser capaz de capturar diferencias graduales entre perfiles laborales que no encajan en clasificaciones binarias. Esta conclusión motiva directamente el uso de la lógica difusa como

metodología de medición en este trabajo: mientras que un índice dicotómico clasificaría a un egresado universitario como ‘precario’ o ‘no precario’ según si su ingreso supera o no un umbral fijo, el índice difuso le asigna un grado continuo de precariedad que refleja la acumulación parcial de carencias.

En conjunto, la literatura revisada converge en tres conclusiones que fundamentan las decisiones metodológicas de este trabajo. Primera, la precariedad laboral es un fenómeno multidimensional: no puede describirse mediante una sola variable ni reducirse a la dicotomía formal/informal. Esta conclusión justifica la construcción de índices que integren seis dimensiones simultáneamente. Segunda, la precariedad es un fenómeno gradual: las condiciones laborales no son precarias o no precarias en términos absolutos, sino que se presentan en distintos grados de intensidad que los enfoques dicotómicos no capturan. Esta conclusión justifica el uso de la lógica difusa como alternativa a los índices de promedio simple. Tercera, la precariedad es un fenómeno estructuralmente heterogéneo: sus determinantes y su intensidad varían sistemáticamente por nivel educativo, grupo de edad y región. Esta conclusión justifica el análisis de componentes principales como herramienta para identificar que dimensiones explican más variabilidad en la muestra y como instrumento de comparación con los otros dos métodos.

1.2. Análisis de componentes principales

El análisis de componentes principales constituye una técnica de base en análisis de datos. Su principal objetivo es el de encontrar, a partir de una tabla de datos con variables cuantitativas, un conjunto de variables sintéticas cuya información sea la más parecida a la de las variables originales. En esencia, se trata de una técnica de reducción dimensional que simplifica problemas complejos sin perder información relevante (Jolliffe, 2002; Johnson y Wichern, 2007).

Desde el punto de vista matemático, el análisis de componentes principales está definido como una transformación lineal ortogonal que transforma los datos a un nuevo sistema de coordenadas de tal manera que la pérdida de información sea mínima (Jolliffe, 2002). La pérdida de información puede entenderse en términos de variabilidad del conjunto de puntos o en términos de la similitud entre las interdistancias entre los puntos, calculadas en el espacio original y las calculadas en la proyección del subespacio. El subespacio quedará definido mediante un sistema de referencia para el mismo, es decir, vectores perpendiculares dentro del subespacio. El primero de estos vectores se orienta en la dirección de máxima variación de los datos (llamado primer componente principal), el segundo, perpendicular al primero, captura la mayor parte de la variabilidad restante y así sucesivamente (Johnson y Wichern, 2007).

Los vectores de este sistema de referencia generan nuevas variables que son combinaciones lineales de las variables originales y reciben el nombre de componentes principales. Gracias a esto, se reduce la dimensión del problema al conservar únicamente las primeras componentes, que concentran la mayor parte de la información (Jolliffe, 2002). Esta reducción es posible porque las variables originales están interrelacionadas y comparten información común, que se extrae y concentra en las componentes principales. Es importante destacar que el concepto de “mayor información” está directamente vinculado al de mayor variabilidad o varianza. A mayor variabili-

dad en los datos, mayor es la información que contienen, un concepto estrechamente relacionado con la entropía en teoría de la información.

Las nuevas variables se construyen como combinaciones lineales de las anteriores, ordenadas según su importancia en términos de variabilidad total capturada. Idealmente, buscamos obtener $m < p$ variables que sean combinaciones lineales de las p originales, que no estén correlacionadas entre sí y que retengan la mayor parte de la información y variabilidad de los datos (Johnson y Wichern, 2007). Se considera una serie de variables $(x_1, x_2, \dots, x_p)$ sobre un grupo de objetos o individuos y se trata de calcular, a partir de ellas, un nuevo conjunto de variables $y_1, y_2, \dots, y_m$, no correlacionadas entre sí, cuyas varianzas vayan decreciendo progresivamente (Hotelling, 1933). Cada y_j (donde $j = 1, \dots, p$) es una combinación lineal de las $x_1, x_2, \dots, x_p$ originales, es decir

$$y_j = a_{1,j}x_1 + a_{2,j}x_2 + \dots + a_{p,j}x_p = \mathbf{a}'_j \mathbf{x},$$

donde $\mathbf{a}'_j = (a_{1,j}, a_{2,j}, \dots, a_{p,j})$ es un vector de coeficientes constantes y

$$\mathbf{x} = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_p \end{pmatrix}.$$

Para maximizar la varianza de y_j se requiere normalizar el vector de coeficientes, imponiendo la restricción

$$\mathbf{a}'_j \mathbf{a}_j = \sum_{k=1}^p a_{k,j}^2 = 1.$$

El primer componente principal se obtiene eligiendo $\mathbf{a}_1$ de modo que y_1 tenga la máxima varianza posible bajo esta restricción. El segundo componente se define eligiendo $\mathbf{a}_2$ de modo que y_2 tenga la máxima varianza restante y no esté correlacionada con y_1 , y el proceso continúa de forma sucesiva para los componentes siguientes (Hotelling, 1933; Johnson y Wichern, 2007).

Esta formulación conduce al problema de autovalores y autovectores de la matriz de covarianzas muestral $\mathbf{S}$ de las variables $\mathbf{x}$. Los vectores $\mathbf{a}_j$ resultan ser los autovectores de $\mathbf{S}$ asociados a los autovalores λ_j ordenados de mayor a menor ($\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$), y la varianza del j -ésimo componente principal es exactamente λ_j (Johnson y Wichern, 2007). De esta forma, la descomposición $\mathbf{S} = \mathbf{A}\mathbf{\Lambda}\mathbf{A}'$ (donde $\mathbf{A}$ contiene los autovectores y $\mathbf{\Lambda}$ es la matriz diagonal de autovalores) muestra que la varianza total de los datos originales se conserva íntegramente, puesto que $\sum_{j=1}^p \lambda_j = \text{tr}(\mathbf{S})$ (Jolliffe, 2002; Johnson y Wichern, 2007).

Esta propiedad permite seleccionar solo los primeros m componentes cuando los autovalores iniciales explican una proporción elevada de la varianza total:

$$\frac{\sum_{j=1}^m \lambda_j}{\sum_{j=1}^p \lambda_j}.$$

(Jolliffe, 2002)

Cuando las variables originales tienen distintas unidades o escalas, es habitual estandarizarlas

y trabajar con la matriz de correlaciones en lugar de la de covarianzas; en este caso los componentes principales se interpretan en términos de correlaciones y los autovalores representan la varianza explicada en la escala estandarizada (Johnson y Wichern, 2007). Las puntuaciones (scores) de cada observación en los componentes se calculan proyectando los datos centrados sobre los vectores $\mathbf{a}_j$:

$$y_{ij} = \mathbf{a}_j'(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}}),$$

lo que facilita el análisis exploratorio y la interpretación en el espacio de menor dimensión (Hotelling, 1933; Jolliffe, 2002).

1.3. Lógica difusa

La lógica difusa aborda los problemas de incertidumbre y vaguedad inherentes a la realidad, que las técnicas tradicionales basadas en modelos matemáticos rígidos no logran captar plenamente (Zadeh, 1965; Zimmermann, 2001). Estas técnicas, al forzar los fenómenos imprecisos en categorías estrictas, generan pérdida de información y limitan la flexibilidad necesaria para reflejar la complejidad de los datos. El lenguaje natural, repleto de ambigüedades, ilustra esta necesidad de flexibilidad. Por ejemplo, el término “alto” carece de una definición cuantitativa precisa (Ross, 2010): decir que alguien es “alto” porque mide más de 1.80 metros no resuelve la vaguedad al comparar 1.79 metros con 1.95 metros, lo que evidencia la limitación de las clasificaciones estrictas.

La lógica difusa surge como alternativa a los sistemas tradicionales al formalizar esta flexibilidad de manera matemática. En este marco, los elementos pueden pertenecer a múltiples categorías con grados de pertenencia entre 0 y 1 (Zadeh, 1965). Estos grados se definen mediante funciones de pertenencia que modelan la transición gradual entre categorías (Klir y Yuan, 1995). En el análisis de la precariedad laboral, este enfoque resulta especialmente útil para clasificar fenómenos que no encajan en categorías binarias como ‘formal’ o ‘informal’: factores como el salario, las horas trabajadas o el tipo de contrato presentan valores continuos y parcialmente ambiguos que la lógica difusa puede representar con mayor precisión que una clasificación dicotómica.

1.3.1. Conjuntos difusos

El concepto de conjunto difuso fue introducido formalmente por Zadeh (1965). A diferencia de los conjuntos clásicos, donde un elemento pertenece o no pertenece a un conjunto, en un conjunto difuso cada elemento posee un grado de pertenencia definido mediante una función de pertenencia con valores en el intervalo $[0, 1]$ (Klir y Yuan, 1995). Esto permite representar matemáticamente la vaguedad presente en numerosos fenómenos reales.

Definición 1. Sea X una colección de objetos, expresados en forma genérica por x . Entonces, un conjunto difuso A en X , se define como un conjunto de pares ordenados:

$$A = \{(x, \mu_A(x)) \mid x \in X\}.$$

Donde $\mu_A(x)$ es una función de pertenencia de A , con $\mu_A : X \rightarrow [0, 1]$.

El valor de la función de pertenencia cumple la condición $0 \leq \mu_A(x) \leq 1$. Si esta función toma el valor 0, el valor de x no pertenece al conjunto A . En cambio, si toma el valor 1, dicho valor está completamente incluido en el conjunto. Los valores intermedios representan pertenencia parcial, que es precisamente la propiedad que distingue a la lógica difusa de la lógica clásica.

En la Figura 1.1 se presenta un ejemplo en el que el conjunto de velocidad, representado por la variable x , se subdivide en tres subconjuntos difusos: $\{Baja, Media, Alta\}$. Cada uno de estos subconjuntos posee su respectiva función de pertenencia, $\{\mu_{Baja}(x), \mu_{Media}(x), \mu_{Alta}(x)\}$. Este ejemplo ilustra cómo la lógica difusa permite modelar transiciones graduales entre categorías lingüísticas.

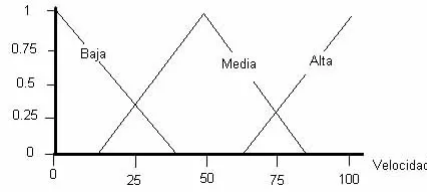


Figura 1.1: Ejemplo de subconjuntos difusos para el conjunto velocidad.

1.3.2. Funciones de pertenencia

Las funciones de pertenencia son el núcleo matemático de la lógica difusa, ya que definen el grado en que un elemento x pertenece a un conjunto difuso A (Ross, 2010). Las funciones de pertenencia tienen cuatro propiedades deseables:

Propiedad 1. Normalidad: Se dice que un conjunto difuso A es normal si existe al menos un $x \in X$ tal que $\mu_A(x) = 1$. Esto asegura que la categoría representada tenga al menos un elemento prototípico.

Propiedad 2. Convexidad: Un conjunto difuso es convexo si, para cualesquiera $x_1, x_2 \in X$ y $\lambda \in [0, 1]$, se cumple $\mu_A(\lambda x_1 + (1 - \lambda)x_2) \geq \min(\mu_A(x_1), \mu_A(x_2))$. La convexidad garantiza transiciones suaves entre los distintos grados de pertenencia propuestos.

Propiedad 3. Continuidad: En muchos casos, se prefieren funciones continuas para evitar saltos abruptos en los grados de pertenencia, esto siempre es útil en modelados de fenómenos graduales.

Propiedad 4. Soporte y núcleo: El soporte de un conjunto difuso es el conjunto $\{x \in X \mid \mu_A(x) > 0\}$, mientras que el núcleo es $\{x \in X \mid \mu_A(x) = 1\}$. Estos conceptos ayudan a delimitar las regiones de interés en el universo de discurso.

Tipos de funciones de pertenencia

La elección de la forma de la función de pertenencia depende del contexto del problema, los datos disponibles y los requisitos computacionales (Zimmermann, 2001). Entre las más utilizadas se encuentran las funciones triangulares, trapezoidales, gaussianas y sigmoidales (Ross, 2010).

Función de pertenencia triangular: Definida por tres parámetros $a \leq b \leq c$, donde b es el vértice de máxima pertenencia y a, c son los extremos del soporte:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} 0 & x \leq a, \\ \frac{x-a}{b-a} & a < x \leq b, \\ \frac{c-x}{c-b} & b < x < c, \\ 0 & c \leq x \end{cases}$$

Por ejemplo, sea A_1 un conjunto difuso cuya función de pertenencia es triangular, definida por los parámetros $a = 2$, $b = 6$ y $c = 10$, con $a \leq b \leq c$. Se desea calcular el grado de pertenencia correspondiente al valor $x = 8$.

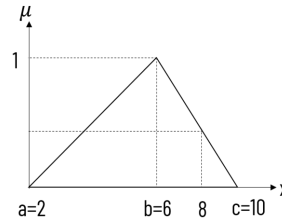


Figura 1.2: Función de pertenencia triangular definida por los parámetros $a = 2$, $b = 6$ y $c = 10$.

Dado que $b < x < c$, se emplea el tramo decreciente de la función triangular:

$$\begin{aligned} \mu_A(x) &= \frac{c-x}{c-b}, \\ \mu_A(8) &= \frac{10-8}{10-6} = \frac{1}{2} = 0.5 \end{aligned}$$

Por lo tanto, el valor $x = 8$ presenta un grado de pertenencia de 0.5 en el conjunto difuso A_1 .

Función trapezoidal: Generaliza la triangular al incluir un intervalo de máxima pertenencia. Definida por cuatro parámetros $a \leq b \leq c \leq d$, se expresa como:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} 0 & x \leq a, \\ \frac{x-a}{b-a} & a < x \leq b, \\ 1 & b < x < c, \\ \frac{d-x}{d-c} & c < x < d, \\ 0 & x \geq d \end{cases}$$

Por ejemplo, sea A_2 un conjunto difuso definido mediante una función de pertenencia trapezoidal con parámetros $a = 2$, $b = 4$, $c = 8$ y $d = 10$, con $a \leq b \leq c \leq d$. Se desea calcular el grado de pertenencia correspondiente al valor $x = 3.5$.

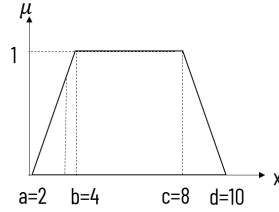


Figura 1.3: Función de pertenencia trapezoidal definida por los parámetros $a = 2$, $b = 4$, $c = 8$ y $d = 10$.

Dado que $a < x \leq c$, se utiliza el tramo creciente de la función trapezoidal:

$$\mu_A(x) = \frac{x - a}{b - a},$$

$$\mu_A(3.5) = \frac{3.5 - 2}{4 - 2} = \frac{1.5}{2} = 0.75$$

Por lo tanto, el valor $x = 3.5$ presenta un grado de pertenencia de 0.75 en el conjunto difuso A_2 .

Función gaussiana: Dada por:

$$\mu_A(x) = \exp\left(-\frac{(x - m)^2}{2\sigma^2}\right),$$

donde m es el centro y σ controla la dispersión. Su forma suave la hace ideal para modelar fenómenos con transiciones graduales.

Por ejemplo, sea A_3 un conjunto difuso definido mediante una función de pertenencia gaussiana, con centro $m = 10$ y desviación estándar $\sigma = 3$. Se desea calcular el grado de pertenencia correspondiente al valor $x = 9$.

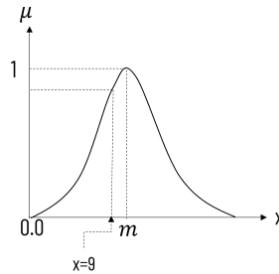


Figura 1.4: Función de pertenencia gaussiana con centro $m = 10$ y desviación estándar $\sigma = 3$.

Sustituyendo los valores correspondientes:

$$\mu_A(x) = \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right),$$

$$\mu_A(9) = \exp\left(-\frac{(9-10)^2}{2 \cdot 3^2}\right) = \exp\left(-\frac{1}{18}\right) \approx 0.9459$$

Por lo tanto, el valor $x = 9$ presenta un grado de pertenencia aproximado de 0.9459 en el conjunto difuso A_3 .

Función sigmoideal: Definida como:

$$\mu_A(x) = \frac{1}{1 + \exp[-a(x-b)]},$$

donde a controla la pendiente y b el punto de inflexión. Es adecuada para modelar transiciones no lineales, como por ejemplo umbrales progresivos.

Por ejemplo, sea A_4 un conjunto difuso definido mediante una función de pertenencia sigmoideal, con parámetros $a = 2$ y $b = 6$. Se desea calcular el grado de pertenencia correspondiente al valor $x = 8$.

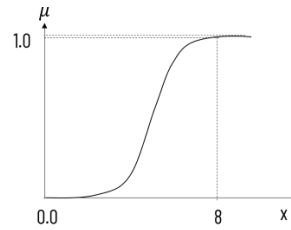


Figura 1.5: Función de pertenencia sigmoideal con parámetros $a = 2$ y $b = 6$.

Sustituyendo los valores correspondientes:

$$\mu_A(x) = \frac{1}{1 + \exp[-a(x-b)]},$$

$$\mu_A(8) = \frac{1}{1 + \exp[-2(8-6)]} = \frac{1}{1 + \exp(-4)} \approx 0.9820$$

Por lo tanto, el valor $x = 8$ presenta un grado de pertenencia aproximado de 0.9820 en el conjunto difuso A_4 .

La Tabla 1.1 sintetiza las propiedades y la idoneidad de cada tipo según la naturaleza de la variable modelada.

Tabla 1.1: Tipos de funciones de pertenencia: forma funcional, parámetros y características de uso

Tipo	Expresión matemática	Parámetros	Uso típico y ventajas
Triangular (trimf)	$\max\left(0, \min\left(\frac{x-a}{b-a}, \frac{c-x}{c-b}\right)\right)$	$a \leq b \leq c$ (vértice en b)	Máxima interpretabilidad y eficiencia computacional; adecuada para variables de salida y variables discretas en $\{0, 1\}$
Trapezoidal (trapmf)	$\max\left(0, \min\left(\frac{x-a}{b-a}, 1, \frac{d-x}{d-c}\right)\right)$	$a \leq b \leq c \leq d$ (meseta en $[b, c]$)	Rangos con zona de máxima pertenencia estable; útil cuando existe un intervalo de certeza plena en una categoría
Campana generalizada (gbellmf)	$\frac{1}{1 + \left \frac{x-c}{a}\right ^{2b}}$	a (ancho), b (pendiente), c (centro)	Distribuciones asimétricas con transición suave; el parámetro b controla la pendiente de los flancos
Sigmoidal (sigmf)	$\frac{1}{1 + \exp(-a(x-c))}$	a (pendiente), c (inflexión)	Conjuntos abiertos en un extremo, sin techo o sin suelo natural; apropiada para categorías con rango ilimitado
Gaussiana	$\exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right)$	m (centro), σ (dispersión)	Transición muy suave y simétrica; menos empleada con variables ordinales o discretas

La elección entre ellas depende de la distribución de la variable, la existencia de un rango de pertenencia plena y los requisitos computacionales del sistema.

1.3.3. Operadores difusos

Los operadores difusos permiten combinar conjuntos difusos para construir proposiciones compuestas. Su papel en un sistema de inferencia es análogo al de los conectivos lógicos en la lógica clásica, con la diferencia fundamental de que operan sobre grados de pertenencia continuos en $[0, 1]$ en lugar de valores booleanos $\{0, 1\}$. La teoría general distingue tres familias: T-normas (conjunción), T-conormas (disyunción) y complementos (negación).

- **T-normas (conjunción difusa).** Una T-norma es una función $T : [0, 1] \times [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ que satisface cuatro propiedades axiomáticas: conmutatividad $T(a, b) = T(b, a)$; asociatividad $T(a, T(b, c)) = T(T(a, b), c)$; elemento neutro $T(a, 1) = a$; y monotonía (si $a \leq a'$ y $b \leq b'$, entonces $T(a, b) \leq T(a', b')$). La T-norma modela el operador “Y” entre premisas de una regla. Las más utilizadas en la literatura son el mínimo $T_{\min}(a, b) = \min(a, b)$, el producto algebraico $T_{\text{prod}}(a, b) = a \cdot b$ y la suma de Łukasiewicz $T_L(a, b) = \max(0, a + b - 1)$. El mínimo es la T-norma más conservadora: ninguna premisa fuerte puede compensar a una premisa débil.
- **T-conormas (disyunción difusa).** La T-conorma (o S-norma) es la función dual de la T-norma y modela el operador “O”. Sus propiedades axiomáticas son las mismas que las de la T-norma, con elemento neutro $S(a, 0) = a$. Las más comunes son el máximo $S_{\max}(a, b) = \max(a, b)$, la suma probabilística $S_p(a, b) = a + b - a \cdot b$ y la suma de Łukasiewicz

$S_L(a, b) = \min(1, a + b)$. En sistemas de inferencia, la T-conorma se emplea para agregar las salidas de múltiples reglas activas.

- **Complemento difuso.** El complemento estándar de Zadeh (1965) se define como $N(a) = 1 - \mu_A(x)$. Satisface las condiciones de frontera $N(0) = 1$ y $N(1) = 0$, y es estrictamente decreciente y continuo. Generaliza la negación booleana al espacio continuo $[0, 1]$: el complemento de un conjunto difuso A es el conjunto $\bar{A}$ cuya función de pertenencia asigna a cada x el grado en que dicho elemento no pertenece a A .

Tabla 1.2: Operadores difusos estándar: familia formal, expresión matemática y rol dentro de un sistema de inferencia

Operador	Familia formal	Expresión estándar	Interpretación lingüística
Intersección (AND)	T-norma	$T_{\min}(a, b) = \min(a, b)$	‘Si A y B’: grado en que un elemento pertenece simultáneamente a dos conjuntos difusos
Unión (OR)	T-conorma (S-norma)	$S_{\max}(a, b) = \max(a, b)$	‘Si A o B’: grado en que un elemento pertenece al menos a uno de los dos conjuntos
Complemento (NOT)	Complemento de Zadeh	$N(a) = 1 - a$	Negación difusa: grado en que un elemento NO pertenece al conjunto A
Implicación	Mínimo de Mamdani	$\min(\alpha, \mu_B(y))$	Recorta el conjunto de salida al nivel de activación α de cada regla activa
Agregación	Máximo conorma)	$\max(\mu_{B_1}, \mu_{B_2}, \dots)$	Combina las salidas de todas las reglas activas punto a punto sobre el universo de salida

Cada operador generaliza al espacio $[0, 1]$ el conectivo lógico booleano correspondiente.

1.3.4. Sistemas de inferencia difusa

Un sistemas de inferencia difusa (*Fuzzy Inference Systems*, FIS) combina conjuntos difusos, funciones de pertenencia y operadores para transformar entradas numéricas en salidas interpretables mediante reglas lingüísticas (Ross, 2010; Klir y Yuan, 1995). El sistema más ampliamente utilizado en modelado de fenómenos socioeconómicos es el de tipo Mamdani (Mamdani, 1974), cuyas reglas tienen la forma canónica: *Si [antecedente], entonces [consecuente]*

donde el antecedente es una proposición difusa compuesta, que combina premisas mediante T-normas o T-conormas, y el consecuente es un conjunto difuso definido sobre el universo de salida. El conjunto de todas las reglas constituye la base de reglas del sistema. Cuando el fenómeno modelado tiene dirección única, las reglas deben satisfacer un criterio de monotónia: combinaciones de antecedentes más desfavorables deben conducir a consecuentes de mayor intensidad, garantizando la coherencia interna del sistema.

La ejecución del sistema para cada observación sigue cuatro etapas secuenciales. En la *fusificación*, los valores de entrada se transforman en grados de pertenencia mediante las funciones definidas.

En la evaluación de reglas, para cada regla activa se calcula el grado de activación α aplicando la T-norma sobre los grados de las premisas. En la implicación y agregación, el conjunto de salida de cada regla se recorta a la altura α (implicación de Mamdani) y los conjuntos recortados se combinan mediante la T-conorma punto a punto sobre el universo de salida. Finalmente, en la defusificación, el conjunto difuso agregado se convierte en un valor numérico preciso (Klir y Yuan, 1995).

1.3.5. Fusificación y defusificación

Fusificación

La fusificación (fuzzification) es el proceso de transformar datos precisos en representaciones difusas, asignándoles grados de pertenencia a uno o más conjuntos difusos. Matemáticamente, dado un valor de entrada $x \in X$, la fusificación evalúa $\mu_{A_i}(x)$ para cada conjunto difuso A_i definido en el universo de discurso. Los algoritmos de fusificación más comunes son:

Definición 2. *Fusificación directa: Dado un valor de entrada $x \in X$, se evalúa $\mu_{A_i}(x)$ para cada conjunto difuso A_i definido en el universo de discurso, obteniendo el vector de grados de pertenencia $[\mu_{A_1}(x), \mu_{A_2}(x), \dots, \mu_{A_n}(x)]$.*

Definición 3. *Fusificación basada en reglas: Cuando el sistema involucra múltiples variables de entrada $x_1, x_2, \dots, x_m$, la fusificación se realiza de manera conjunta sobre todas ellas, evaluando las funciones de pertenencia correspondientes y aplicando operadores lógicos difusos para determinar los grados de activación de cada regla en la base de reglas del sistema.*

Definición 4. *Fusificación adaptativa: Las funciones de pertenencia no son fijas, sino que se ajustan dinámicamente a partir de los datos, mediante procedimientos de optimización o aprendizaje, con el objetivo de mejorar la representación del fenómeno modelado.*

La fusificación es el primer paso en un sistema difuso, ya que establece la base para el procesamiento posterior de la información ambigua.

Defusificación

La defusificación (defuzzification) convierte las salidas difusas, generalmente combinaciones de pertenencias agregadas mediante reglas difusas, en un valor preciso utilizable en aplicaciones prácticas (Ross, 2010; Zimmermann, 2001). Este proceso consiste en seleccionar un representante único de la distribución difusa de salida. Dado que distintos métodos de defusificación producen resultados diferentes, la elección del método incide directamente en el comportamiento del sistema.

El método más común es el **centroide**, que obtiene la coordenada x del centro de masa del área bajo la curva de pertenencia agregada:

$$x_d = \frac{\int_X \mu_A(x) \cdot x \, dx}{\int_X \mu_A(x) \, dx},$$

donde $\mu_A(x)$ es la función de pertenencia agregada del conjunto de salida A con variable x , y X es el dominio de integración.

En implementaciones computacionales, esta integral se aproxima numéricamente sobre una discretización del universo de salida. El centroide integra la contribución de la totalidad de la curva agregada, incluyendo las zonas de solapamiento entre conjuntos activados por distintas reglas, lo que lo hace más informativo que métodos alternativos como el **centro de área** (COA), que aproxima el centroide mediante un promedio ponderado de los centros de gravedad de cada conjunto de salida activado. La diferencia entre ambos métodos es apreciable cuando múltiples reglas se activan simultáneamente con distintos grados sobre conjuntos solapados¹.

¹Este capítulo presenta los fundamentos matemáticos de la lógica difusa en su formulación general. La implementación concreta del sistema de inferencia construido en este trabajo (incluyendo la especificación de las reglas, la justificación de los umbrales de cada función de pertenencia y un ejemplo numérico trazado paso a paso) se desarrolla en el Apéndice A. Ese desarrollo permite verificar la reproducibilidad del sistema y evaluar la coherencia entre el marco teórico aquí expuesto y la construcción del índice de precariedad descrita en el Capítulo 2.

Capítulo 2

Datos

El presente trabajo utiliza un enfoque metodológico y se apoya con datos recuperados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), la cual es elaborada trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). La ENOE es una fuente clave para entender el funcionamiento del mercado laboral en México, ya que una de sus principales funciones es reunir información detallada sobre ocupación, ingresos, horas trabajadas, tipo de contratación, prestaciones, nivel educativo y otras características sociodemográficas de relevancia económica y social. Esta granularidad de datos permite analizar el sector laboral desde distintas perspectivas y aplicar diversas técnicas estadísticas y matemáticas que permiten modelar la precariedad laboral como un fenómeno complejo y multifacético.

2.1. Muestra de estudio

La muestra de este análisis se centra en individuos de entre 20 y 65 años de edad, un rango que abarca a la población económicamente activa en edad laboral, excluyendo a quienes aún no han ingresado al mercado de trabajo o salieron de él por jubilación. Esta delimitación asegura que los datos reflejen las condiciones laborales de los trabajadores activos en México, capturando la heterogeneidad de sus experiencias laborales. Para garantizar consistencia temporal y minimizar variaciones estacionales, se utilizan los datos del primer trimestre de cada año, desde 2007 hasta 2025, cubriendo un periodo de 18 años que permite un análisis longitudinal lo suficientemente robusto. Esta selección de tiempo permite examinar la evolución de la precariedad laboral a lo largo de distintos contextos políticos y económicos en cuatro administraciones distintas, capturando posibles variaciones en las políticas laborales y sus impactos en el mercado de trabajo en un periodo de casi dos décadas.

La ENOE emplea un diseño de muestreo probabilístico y estratificado que garantiza representatividad a nivel nacional, con desgloses por regiones geográficas, sectores económicos, género, edad y otras variables sociodemográficas. Cada trimestre, la encuesta recoge datos de miles de hogares seleccionados aleatoriamente, entrevistando a los individuos dentro de cada hogar, ya

sean ocupados, desempleados o inactivos. Este enfoque permite capturar la heterogeneidad del mercado laboral mexicano, desde trabajadores formales en sectores industriales hasta informales en actividades agrícolas o de servicios. La información utilizada para el desarrollo de este análisis está distribuida en tres distintas bases de datos:

- SDEM: contiene información sociodemográfica de los individuos y proporciona un perfil detallado de la población encuestada para segmentar y contextualizar el análisis del mercado laboral.
- COE1: recopila información detallada sobre las condiciones y características específicas del empleo.
- INPC: corresponde al valor del índice que mide la inflación en México, publicado quincenalmente por el INEGI. Este indicador sigue la evolución de los precios de una canasta representativa de bienes y servicios consumidos por los hogares mexicanos. En este estudio, la serie del INPC se obtuvo de las publicaciones del Banco de México y se utilizó para deflactar el ingreso laboral, expresándolo en términos reales y eliminando así el efecto de la inflación a lo largo del periodo analizado.

El análisis de la precariedad laboral se aborda desde múltiples ángulos, combinando herramientas matemáticas complementarias. La lógica difusa permite modelar la vaguedad contractual mediante funciones de pertenencia, fusificación y defusificación, capturando matices que los enfoques binarios no logran. Los promedios simples ofrecen una visión directa de tendencias generales, como la media de niveles de ingreso u horas trabajadas en diferentes grupos. Por su parte, el análisis de componentes principales reduce la dimensionalidad de las variables, identificando patrones clave que explican la variabilidad en las condiciones laborales. Esta combinación de métodos asegura un análisis integral, desde representaciones difusas hasta resúmenes estadísticos y exploraciones multivariadas.

2.2. Dimensiones de la precariedad laboral

Para el análisis de las distintas dimensiones de la precariedad laboral se seleccionó un conjunto de variables provenientes de la base de datos de la ENOE. Estas variables permiten caracterizar tanto las condiciones sociodemográficas de los individuos, como edad, sexo, escolaridad, estado conyugal y tamaño de localidad, como diversos aspectos de su inserción en el mercado laboral, incluyendo condición de actividad económica, acceso a prestaciones de salud, afiliación sindical, tipo de contrato, horas trabajadas e ingreso laboral. En conjunto, estos indicadores permiten aproximar distintas dimensiones de la precariedad, tales como la estabilidad del empleo, la protección social y las condiciones de trabajo.

La Tabla 2.1 presenta el listado de las variables utilizadas en el estudio, junto con su código correspondiente en la base de datos de la ENOE y una breve descripción de cada una de ellas.

Tabla 2.1: Variables de la ENOE utilizadas en el análisis

Código ENOE	Descripción de la variable
EDA	Edad
SEX	Sexo
ANIOS_ESC	Años de escolaridad
CLASE1	Clasificación de la población económicamente activa y no activa
T_LOC	Tamaño de localidad
E_CON	Estado conyugal
MEDICA5C	Clasificación de la población ocupada por prestaciones de salud
P3I	¿En su empleo ... pertenece a algún sindicato?
TIP_CON	Clasificación de la población subordinada y remunerada por disponibilidad
HRSOCUP	Horas trabajadas en la semana
TCCO	Clasificación de la población ocupada que trabajan menos de 35 horas, más de 35 horas y de 48 horas
INGOCUP	Ingreso mensual

2.3. Las medidas de la precariedad

2.3.1. Promedio simple

El primer índice que se presenta es el más sencillo y transparente de los tres: un promedio simple de seis variables dicotómicas. Este enfoque tiene varias ventajas en este contexto, es fácilmente interpretable, no requiere supuestos estadísticos, ni estimaciones de pesos, y sirve como punto de referencia para comparar contra los índices más robustos que se construyen más adelante.

Cada una de las seis dimensiones de precariedad se representa mediante una variable dicotómica x_{ij} con $j = 1, \dots, 6$, definida para cada individuo i como:

$$f(x_{ij}) = \begin{cases} 1 & \text{si la condición precaria } j \text{ está presente en el individuo } i \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

A continuación se describe con detalle la construcción de cada variable dicotómica, basada en las preguntas de la ENOE y el código utilizado para su construcción utilizando el software Stata.

1. Trabajo_informal

Indicador de empleo en el sector informal. Se genera directamente con la pregunta **MEDICA5C** (clasificación de la población ocupada por prestaciones de salud):

$$\text{Trabajo_informal}_i = \begin{cases} 1 & \text{si medica5c} = \{1, 4\} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

donde medica5c está definida como

$$\text{medica5c} = \begin{cases} 1 & \text{sin prestaciones} \\ 2 & \text{solo acceso a instituciones de salud} \\ 3 & \text{acceso a instituciones de salud y otras prestaciones} \\ 4 & \text{no tiene acceso a instituciones de salud, pero sí a otras prestaciones} \\ 5 & \text{no especificado} \end{cases}$$

Esta variable es un indicador estructural clásico de precariedad, ya que como se ha hablado el empleo informal va acompañado de inestabilidad y falta de derechos.

2. Prestaciones

Indicador de empleo sin ningún tipo de prestaciones. Se construye de forma más restrictiva a partir de la misma pregunta **MEDICA5C**:

$$\text{Prestaciones}_i = \begin{cases} 1 & \text{si medica5c} = 1 \\ 0 & \text{si medica5c} = \{2, 3, 4\} \end{cases}$$

Los casos donde medica5c = 5 o *missing* se excluyen. Este indicador pone énfasis en la ausencia completa de protección de salud básica de los trabajadores, diferenciándose del indicador de informalidad anterior.

3. Contrato

Contrato temporal, de tipo no especificado o sin contrato. Se basa en la pregunta **TIP_CON** (clasificación de la población subordinada y remunerada por disponibilidad):

$$\text{Contrato}_i = \begin{cases} 1 & \text{si tip_con} = \{2, 4, 5\} \\ 0 & \text{si tip_con} = \{1, 3\} \end{cases}$$

donde tip_con está definida como

$$\text{tip_con} = \begin{cases} 1 & \text{con contrato escrito} \\ 2 & \text{temporal} \\ 3 & \text{de base, planta o por tiempo indefinido} \\ 4 & \text{contrato de tipo no especificado} \\ 5 & \text{sin contrato escrito} \\ 6 & \text{no especificado} \end{cases}$$

Los casos donde $\text{tip_con} = 6$ o *missing* se excluyen. Esta variable captura la inestabilidad contractual, uno de los elementos centrales de la precariedad moderna.

4. Sindicato

Ausencia de afiliación sindical. Variable construida a partir de la pregunta **P3I** (¿En su empleo ... pertenece a algún sindicato?):

$$\text{Sindicato}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } p3i = 2 \\ 0 & \text{si } p3i = 1 \end{cases}$$

donde $p3i$ está definida como

$$p3i = \begin{cases} 1 & \text{sí pertenece a un sindicato} \\ 2 & \text{no pertenece a un sindicato} \\ 9 & \text{no sabe si pertenece a un sindicato} \end{cases}$$

Los casos donde $p3i = 9$ o *missing* se excluyen. La falta de sindicalización se considera un factor de debilidad en la capacidad de negociación y defensa de los derechos laborales.

5. Horas_trabajadas

Jornada laboral baja o extrema. Se genera a partir de las horas efectivamente trabajadas a la semana **HRSOCUP**:

$$\text{Horas_trabajadas}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{hrsocup} < 35 \text{ o } \text{hrsocup} > 48 \\ 0 & \text{si } 35 \leq \text{hrsocup} \leq 48 \end{cases}$$

donde hrsocup puede tener valores entre 0 y 168 horas trabajadas a la semana.

Los casos donde $\text{hrsocup} > 99$ se reemplazan por $\text{hrsocup} = 99$. De igual forma, los casos donde $\text{hrsocup} = 0$ o *missing* se excluyen. Esta variable detecta tanto subocupación involuntaria, menos horas deseadas, como sobreexplotación, horas excesivas.

6. Salario_minimo

Ingreso mensual menor o igual que un salario mínimo. Con el fin de hacer comparables los

ingresos a lo largo del tiempo, el ingreso laboral fue deflactado utilizando el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). En particular, todos los ingresos fueron expresados en pesos mexicanos reales de agosto 2025, tomando como base el valor del INPC correspondiente a dicho mes, 140.867. El ajuste se realizó mediante la siguiente transformación:

$$ing_lab_{i,ago2025} = ingocup_{it} \times \frac{INPC_{ago2025}}{INPC_t}$$

donde $INPC_t$ corresponde al índice del mes y año en el que se observa el ingreso reportado. Una vez expresado el ingreso mensual en términos reales, se definió el umbral del salario mínimo mensual. De acuerdo con la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI), el salario mínimo general diario vigente en México en 2025 es de \$278.8 pesos. Para obtener un equivalente mensual, se multiplicó este monto por 30 días, siguiendo una práctica común en la literatura aplicada:

$$SM_{mensual} = 278.8 \times 30$$

Con base en este umbral, se construyó la variable dicotómica en cuestión. Formalmente:

$$\text{Salario_minimo}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ing_lab \leq SM_{mensual} \\ 0 & \text{otro caso} \end{cases}$$

Esta variable permite identificar a los trabajadores con ingresos laborales bajos, la cual refleja la insuficiencia para cubrir necesidades básicas, uno de los pilares de la precariedad.

La construcción de las variables dicotómicas presentadas permite capturar distintas dimensiones fundamentales de la precariedad laboral. Cada una de estas variables representa un aspecto específico de las condiciones de trabajo: formalidad del empleo, protección social, estabilidad contractual, capacidad de representación colectiva, carga laboral y nivel de ingresos. En conjunto, estas dimensiones reflejan los elementos centrales que la literatura identifica como determinantes de la calidad del empleo.

La selección de estas seis variables responde tanto a criterios teóricos como empíricos. Desde el punto de vista conceptual, se trata de dimensiones ampliamente reconocidas en el análisis del mercado laboral y directamente vinculadas con situaciones de vulnerabilidad del trabajador. Desde el punto de vista empírico, estas variables son observables, comparables y consistentemente reportadas en la ENOE, lo que garantiza su disponibilidad y confiabilidad para el análisis. No se incorporan más variables con el fin de evitar redundancias, problemas de colinealidad conceptual y una pérdida de interpretabilidad del índice, privilegiando un conjunto parsimonioso de indicadores que capture las dimensiones esenciales de la precariedad laboral.

Como se mencionó antes, cada variable dicotómica fue definida de manera que el valor uno indica la presencia de precariedad y el valor cero su ausencia. A partir de estas seis dimensiones (trabajo informal, ausencia de prestaciones, contrato temporal o indefinido, falta de afiliación sindical, jornada laboral extrema y salario por debajo del mínimo), se construyó un primer índice de

precariedad laboral mediante un promedio simple, asignando el mismo peso a cada dimensión:

$$\text{Índice}_i^{(1)} = \frac{1}{6} \sum_{j=1}^6 x_{ij}$$

donde x_{ij} representa la j -ésima variable dicotómica de precariedad para el individuo i .

Este índice toma valores en el intervalo cerrado $[0, 1]$, donde los valores más altos indican una mayor acumulación de condiciones precarias. El uso del promedio simple constituye un punto de partida metodológico transparente y fácilmente interpretable, que permite evaluar la incidencia y la intensidad de la precariedad laboral sin imponer supuestos adicionales sobre la importancia relativa de cada dimensión. Este índice sirve como referencia base para compararlo posteriormente con enfoques alternativos de agregación, específicamente el análisis de componentes principales (PCA) y la lógica difusa, los cuales se desarrollan en secciones posteriores con el fin de evaluar la robustez y sensibilidad de los resultados ante diferentes métodos de construcción del índice.

2.3.2. Componentes principales

Con el fin de construir una medida alternativa de precariedad laboral que no imponga ponderaciones iguales entre dimensiones, se empleó un análisis de componentes principales (Principal Components Analysis, PCA) a las mismas seis variables dicotómicas consideradas previamente: trabajo informal, ausencia de prestaciones, tipo de contrato, afiliación sindical, horas trabajadas y salario mínimo.

Evaluación de la idoneidad del método

Antes de proceder con la extracción de componentes, se evaluó la pertinencia de aplicar un método factorial mediante pruebas estándar de correlación y adecuación muestral.

Tabla 2.2: Pruebas de adecuación muestral para el análisis factorial

Prueba	Resultado
Determinante de la matriz de correlaciones	
Valor obtenido	0.140
Prueba de esfericidad de Bartlett	
χ^2	3.82×10^6
Grados de libertad	15
p -valor	0.000
H_0	Las variables no están intercorrelacionadas
Índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)	
Valor obtenido	0.761

En la Tabla 2.2 se muestra que el determinante de la matriz de correlaciones presenta un valor positivo y distinto de cero, lo que indica que las variables no son linealmente dependientes y que existe suficiente variación conjunta para justificar la reducción de dimensión. La prueba de esfericidad de Bartlett rechaza de manera contundente la hipótesis nula de que la matriz de

correlaciones es una matriz de identidad, lo cual confirma la existencia de correlación significativa entre las variables. Adicionalmente, el índice de Kaiser-Meyer-Olkin alcanza un valor de 0.761, según los criterios convencionales, esto sugiere que la proporción de varianza común es suficiente para la aplicación del PCA. El conjunto de estos resultados respaldan la idoneidad del uso de análisis de componentes principales sobre el conjunto de variables seleccionado.

Extracción de componentes y criterio de la retención

El método se realizó sobre la matriz de correlaciones y sin rotación. Los valores propios obtenidos se presentan en la Tabla 2.3.

Tabla 2.3: Resultados del análisis factorial de componentes principales

Factor	Eigenvalor	Diferencia	Proporción	Acumulado
Factor1	2.779	1.785	0.463	0.463
Factor2	0.994	0.154	0.166	0.629
Factor3	0.839	0.040	0.140	0.769
Factor4	0.799	0.397	0.133	0.902
Factor5	0.401	0.213	0.067	0.969
Factor6	0.188	-	0.031	1.000

El primer componente presenta un valor propio claramente superior a la unidad y explica aproximadamente el 46 % de la varianza total, mientras que los componentes restantes presentan valores propios menores a uno. De acuerdo con el criterio de Kaiser, se retuvo únicamente el primer componente, el cual concentra una proporción sustantiva de la información contenida en las seis variables originales. Este resultado sugiere que la precariedad laboral puede ser razonablemente representada como una dimensión unidimensional que resume múltiples aspectos de las condiciones laborales.

Cargas factoriales e interpretación matemática

Las cargas factoriales asociadas al primer componente se muestran en la Tabla 2.4, donde se puede observar que todas las variables presentan cargas positivas, lo que permite interpretar al primer componente como el índice de precariedad laboral, donde valores más altos reflejan una mayor acumulación de condiciones precarias. Las variables relacionadas con la formalidad del empleo, trabajo informal, ausencia de prestaciones y tipo de contrato exhiben las cargas más elevadas, indicando que estas dimensiones son las que más contribuyen a la varianza explicada por el componente principal.

Por el contrario, afiliación sindical, horas trabajadas y salario mínimo presentan cargas positivas, pero en menor medida, lo que sugiere que estas variables aportan información adicional, aunque con menor peso relativo dentro de la estructura común de precariedad. Las unicidades asociadas a estas variables son relativamente más altas, lo que indica una mayor proporción de varianza no explicada por el componente retenido.

Tabla 2.4: Cargas factoriales y unicidades

Variable	Factor1	Unicidad
Trabajo_informal	0.903	0.185
Prestaciones	0.855	0.270
Contrato	0.832	0.307
Sindicato	0.522	0.728
Horas_trabajadas	0.305	0.907
Salario_minimo	0.419	0.824

Construcción del índice de precariedad mediante PCA

A partir del primer componente principal se construyó un índice de precariedad laboral utilizando los coeficientes de puntuación asociados al componente. Dichos coeficientes se presentan en la Tabla 2.5.

Tabla 2.5: Coeficientes de puntuación del índice de precariedad

Variable	Comp1
Trabajo_informal	0.563
Prestaciones	0.489
Contrato	0.538
Sindicato	0.211
Horas_trabajadas	0.206
Salario_minimo	0.262

El índice de precariedad laboral obtenido mediante este método puede expresarse como una combinación lineal ponderada de las seis variables dicotómicas:

$$\text{Índice}_i^{(2)} = \sum_{j=1}^6 w_j x_{ij}$$

donde los pesos w_j reflejan la contribución relativa de cada variable a la varianza total explicada por el componente principal. A diferencia del índice construido mediante promedio simple, este índice asigna ponderaciones endógenas determinadas por la estructura de correlación de los datos. Este análisis permite sintetizar múltiples dimensiones de precariedad laboral en una sola medida continua, reduciendo la dimensionalidad del problema sin perder una proporción significativa de la información original. Comparado con el promedio simple, este método ofrece una visión más integrada y empíricamente fundamentada, reduciendo el impacto de indicadores menos correlacionados.

2.3.3. Lógica difusa

Con el objetivo claro de capturar la precariedad laboral como fenómeno gradual y no estrictamente dicotómico, se construyó un tercer índice utilizando lógica difusa. A diferencia del promedio

simple y del PCA, este método permite modelar transiciones suaves entre distintos niveles de precariedad y representar explícitamente la incertidumbre y heterogeneidad inherentes a las condiciones laborales. El índice difuso se construyó a partir de las mismas dimensiones consideradas previamente, incorporando tanto variables dicotómicas (trabajo informal, ausencia de prestaciones, tipo de contrato y afiliación sindical) como variables continuas (ingreso laboral mensual y horas trabajadas).

Preprocesamiento y análisis descriptivo

Previo a la implementación del sistema difuso, se realizó un análisis descriptivo de las variables continuas con el fin de identificar valores extremos que pudieran distorsionar la definición de los universos de discurso y de las funciones de pertenencia.

Tabla 2.6: Estadísticas descriptivas del ingreso mensual por remuneraciones al trabajo

Percentiles	Valor	Estadístico	Valor
1 %	0	Observaciones	2,816,210
5 %	0	Suma de pesos	829,073,160
10 %	0	Media	6,793.473
25 %	0	Desviación estándar	9,262.843
50 % (mediana)	5,579.875	Varianza	8.58×10^7
75 %	9,470.149	Asimetría	16.44911
90 %	14,661.68	Curtosis	1,439.139
95 %	19,798.66		
99 %	38,591.33		

Nota: Estadísticas calculadas para la población de 20 a 65 años que se encuentra económicamente activa. La muestra se construye utilizando microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) correspondientes al primer trimestre de cada año en el periodo 2007–2025.

La Tabla 2.6 muestra que el ingreso laboral presenta una distribución altamente asimétrica a la derecha, con valores extremos considerablemente elevados. Con base en ello, se decidió truncar la variable en el percentil 95, eliminando aproximadamente el 5.9 % de las observaciones más altas. Con esto se busca evitar que valores atípicos influyan de manera desproporcionada en la construcción de las funciones de pertenencia.

Un procedimiento análogo se aplicó a la variable de horas trabajadas, luego de observar en la Tabla 2.7 que las horas trabajadas también presentan una distribución asimétrica a la derecha, aunque en menor proporción. Tras el truncamiento en el percentil 95, el rango efectivo de ambas variables quedó acotado, permitiendo una definición más estable y representativa de los universos de discurso utilizados en el sistema difuso.

Definición de universos de discurso

A partir de los datos depurados, se definieron los universos de discurso para cada variable. Las variables dicotómicas se definieron sobre el intervalo $[0, 1]$, mientras que las variables continuas se definieron sobre intervalos consistentes con sus rangos observados tras el truncamiento. El

Tabla 2.7: Estadísticas descriptivas de las horas trabajadas

Percentiles	Horas	Estadístico	Valor
1 %	5	Observaciones	2,816,210
5 %	13	Suma de pesos	829,073,160
10 %	20	Media	43.3744
25 %	35	Desviación estándar	16.29918
50 % (mediana)	45	Varianza	265.6631
75 %	50	Asimetría	0.0164552
90 %	60	Curtosis	3.647066
95 %	72		
99 %	84		

Nota: Estadísticas de las horas trabajadas en la semana de referencia para la población ocupada de entre 20 y 65 años. La muestra se construye a partir de los microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) correspondientes al primer trimestre de cada año en el periodo 2007–2025.

Tabla 2.8: Funciones de pertenencia triangulares para la precariedad

Nivel	a	b	c	Dominio
Muy baja	0	0	20	[0, 20]
Baja	0	20	40	[0, 40]
Moderadamente baja	20	40	50	[20, 50]
Media baja	40	50	60	[40, 60]
Media alta	50	60	80	[50, 80]
Moderadamente alta	60	80	90	[60, 90]
Alta	80	90	100	[80, 100]
Muy alta	90	100	100	[90, 100]

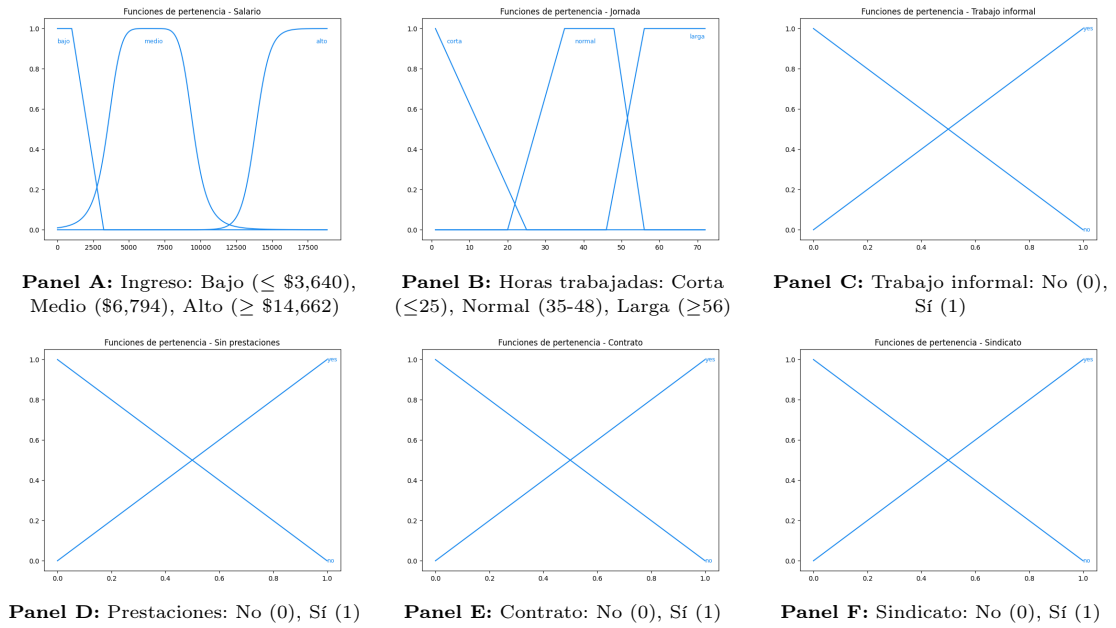
Nota: Parámetros (a, b, c) de la función triangular.

universo del índice de precariedad se definió en el intervalo cerrado $[0, 100]$, donde valores mayores indican un mayor grado de precariedad laboral.

Funciones de pertenencia

Las funciones de pertenencia (Figura 2.1) se definieron usando criterios empíricos y normativos. En el caso del ingreso laboral (Panel A), se consideraron tres conjuntos difusos: salario bajo, medio y alto. Los puntos de corte se definieron utilizando información sobre la canasta básica, la media muestral y percentiles relevantes de la distribución del ingreso. En el caso de la jornada laboral (Panel B), se definieron los conjuntos corta, normal y larga, tomando como referencia la jornada larga legal, así como los percentiles 75 y 95 de la distribución observada. Las variables dicotómicas (Panel C-F) se modelaron mediante funciones de pertenencia triangulares simples, que permiten una transición suave entre los estados de presencia y ausencia de precariedad. Para el índice de salida, se definieron ocho conjuntos difusos ordenados, desde “muy baja” hasta “muy alta”, cubriendo de manera uniforme el intervalo $[0, 100]$.

Figura 2.1: Funciones de pertenencia de las variables del sistema difuso



Sistema de reglas difusas

El sistema difuso se construyó mediante dos subconjuntos de reglas. El primero combina las variables dicotómicas (trabajo informal, prestaciones, contrato y sindicato), generando niveles de precariedad crecientes conforme se acumulan condiciones desfavorables. El segundo conjunto de reglas combina ingreso y jornada laboral, reflejando la interacción entre remuneración y carga de trabajo. Las reglas fueron formuladas siguiendo un criterio monótono, combinaciones más desfavorables conducen a mayores niveles de precariedad.

Inferencia y defusificación

Para cada individuo, el sistema evalúa las reglas y produce un valor continuo del índice de precariedad (Tabla 2.8). Esto se hace mediante un proceso de inferencia y defusificación. El resultado es un indicador continuo entre 0 y 100, donde valores más altos reflejan una mayor intensidad de precariedad laboral:

$$\hat{Indice}_i^{(3)} \in [0, 100].$$

Este valor refleja el grado de pertenencia del trabajador al concepto de precariedad laboral, integrando factores institucionales como formalidad, contrato, prestaciones o sindicalización y factores económicos tales como jornada o ingreso, así como las interacciones graduales entre ellos. A diferencia de los enfoques lineales o dicotómicos, la lógica difusa permite capturar matices y transiciones suaves: por ejemplo, un trabajador con prestaciones parciales o contrato indefinido, pero ingresos moderados recibe un grado intermedio de precariedad, en lugar de una

clasificación rígida. Este modelo hace que el índice sea particularmente adecuado para representar la naturaleza continua y acumulativa de la precariedad, reconociendo que muchas condiciones laborales no son estrictamente presentes o ausentes, sino que se manifiestan en diferentes grados de intensidad.

2.4. Estadística descriptiva

En esta sección se presenta la estadística descriptiva de la muestra utilizada en el estudio. El objetivo es caracterizar las condiciones laborales de los trabajadores a partir de las distintas dimensiones de precariedad consideradas, así como describir la distribución de los ingresos y de los índices de precariedad construidos. La muestra se analiza según dos criterios de estratificación: grupos de edad y nivel educativo, debido a su relevancia en la literatura laboral y a su papel como determinantes estructurales de las condiciones de empleo.

Distribución de las dimensiones de precariedad por grupos de edad y nivel educativo

Las seis dimensiones de precariedad laboral se representan mediante variables dicotómicas. La siguiente tabla resume la incidencia de cada dimensión desagregada por grupos de edad y por nivel educativo.

Tabla 2.9: Precariedad laboral por dimensión: porcentaje de trabajadores en situación precaria, según grupo de edad y nivel educativo

Panel A: Por grupos de edad					
Dimensión	20-29	30-39	40-49	50-65	Total
Trabajo en sector informal	52.17 %	51.81 %	55.27 %	65.56 %	55.79 %
Empleado sin prestaciones	43.45 %	44.87 %	49.00 %	59.88 %	48.84 %
Temporal o sin contrato	58.07 %	48.19 %	44.73 %	48.03 %	50.35 %
Sin sindicato	90.74 %	84.11 %	78.77 %	78.87 %	83.95 %
Horas trabajadas excesivas	48.13 %	50.73 %	52.14 %	55.33 %	51.41 %
Salario mínimo o inferior	68.91 %	61.25 %	62.12 %	68.58 %	65.09 %

Panel B: Por nivel educativo					
Dimensión	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad	Total
Trabajo en sector informal	79.50 %	58.51 %	47.00 %	33.56 %	55.79 %
Empleado sin prestaciones	71.72 %	50.76 %	40.34 %	28.36 %	48.84 %
Temporal o sin contrato	76.44 %	55.45 %	43.17 %	28.47 %	50.35 %
Sin sindicato	94.58 %	87.80 %	82.93 %	70.66 %	83.95 %
Horas trabajadas excesivas	58.63 %	52.30 %	48.38 %	44.97 %	51.41 %
Salario mínimo o inferior	76.30 %	68.30 %	63.04 %	49.47 %	65.09 %

Nota: cada valor indica el porcentaje de trabajadores en la categoría correspondiente (grupo de edad o nivel educativo) que presentan la condición precaria en esa dimensión (es decir, valor = 1 en la variable dicotómica).

Los porcentajes se calculan sobre la muestra total de trabajadores ocupados en el periodo analizado.

La Tabla 2.9 muestra la proporción de trabajadores que registran la presencia de precariedad (valor = 1) en cada una de las seis dimensiones consideradas, desagregada por grupos de edad (Panel A) y por nivel educativo (Panel B). Dado el carácter dicotómico de las variables, estos

porcentajes representan directamente la incidencia o prevalencia de cada condición precaria en el subgrupo respectivo.

En el Panel A se observa una heterogeneidad marcada a lo largo del ciclo de vida laboral. La informalidad y la ausencia de prestaciones laborales aumentan sistemáticamente con la edad, alcanzando sus valores más altos en el grupo de 50 a 65 años. En contraste, la precariedad asociada a la ausencia de contrato presenta su mayor incidencia entre los trabajadores más jóvenes, disminuye en los grupos intermedios y vuelve a incrementarse ligeramente en el grupo de mayor edad. Por su parte, la falta de afiliación sindical exhibe niveles elevados en todos los grupos de edad, aunque con una tendencia decreciente conforme aumenta la edad. Finalmente, tanto las jornadas laborales excesivas como la percepción de un salario igual o inferior al mínimo muestran una mayor incidencia en los extremos de la distribución etaria.

El Panel B revela un gradiente educativo claro y decreciente en prácticamente todas las dimensiones. Los trabajadores con educación primaria exhiben las mayores proporciones de precariedad, mientras que estas disminuyen de manera consistente a medida que aumenta el nivel educativo. Este patrón es particularmente pronunciado en informalidad, ausencia de prestaciones, contratos inestables e ingresos bajos. Aunque la afiliación sindical mejora con la educación, incluso entre universitarios persiste una proporción significativa sin acceso a esta protección colectiva. Las jornadas extremas también disminuyen con el nivel educativo, aunque de forma menos marcada. En conjunto, estos resultados descriptivos confirman que la precariedad laboral no se distribuye uniformemente, sino que exhibe patrones sistemáticos asociados tanto a la edad como al nivel educativo. Estas diferencias motivan la construcción de índices sintéticos que integren las seis dimensiones y permitan un análisis más compacto de su evolución temporal y de sus variaciones estructurales.

Estadística descriptiva de variables continuas e índices por grupos de edad

Con el objetivo de caracterizar la distribución del ingreso laboral y de los distintos índices de precariedad, se presentan estadísticas descriptivas de tendencia central (media y mediana), dispersión (desviación estándar) y posición (percentil 75), desagregados por grupo de edad. Estas medidas permiten identificar patrones de heterogeneidad observada en las variables continuas consideradas y contextualizar el comportamiento de los índices construidos.

La Tabla 2.10 resume la distribución del ingreso laboral, la edad y los tres índices de precariedad por grupos de edad. El ingreso laboral mensual muestra una distribución asimétrica en todos los grupos: la media supera consistentemente a la mediana, lo que indica una cola derecha pronunciada (presencia de ingresos altos que elevan la media). El ingreso promedio crece entre los 20–29 y 30–39 años, alcanza su máximo en 30–39, y disminuye notablemente en 50–65 años. La dispersión (desviación estándar) aumenta con la edad, reflejando mayor desigualdad en ingresos entre los trabajadores mayores.

Las estadísticas de edad confirman la correcta segmentación de los grupos: las medias y medianas caen dentro de los intervalos esperados, con desviaciones estándar bajas en los grupos jóvenes y mayores en el de 50–65 años (debido al intervalo más amplio).

Respecto a los índices de precariedad:

Tabla 2.10: Estadísticas descriptivas del ingreso laboral, edad e índices de precariedad por grupos de edad

Variables	Estadístico	20-29	30-39	40-49	50-65	Total
Ingreso laboral mensual	Media	5,880.49	6,309.37	6,040.71	5,218.03	5,888.85
	Desv. Est.	4,749.56	5,228.89	5,313.41	5,109.17	5,113.19
	P50	6,063.85	6,318.46	5,808.00	4,475.96	5,752.47
	P75	8,918.57	9,943.66	9,649.75	8,691.52	9,263.76
	N	717,409	708,598	645,342	581,348	2,652,697
Edad	Media	24.66	34.48	44.28	55.87	39.04
	Desv. Est.	2.80	2.89	2.87	4.36	11.82
	P50	25.00	34.00	44.00	55.00	38.00
	P75	27.00	37.00	47.00	59.00	48.00
	N	740,910	758,360	697,790	622,188	2,819,248
Índice promedio simple	Media	0.556	0.510	0.502	0.533	0.525
	Desv. Est.	0.268	0.266	0.265	0.252	0.264
	P50	0.500	0.500	0.500	0.500	0.500
	P75	0.833	0.667	0.667	0.667	0.667
	N	740,910	758,360	697,790	622,188	2,819,248
Índice PCA	Media	1.170	1.015	0.974	1.051	1.059
	Desv. Est.	0.770	0.777	0.789	0.815	0.788
	P50	1.011	0.679	0.679	0.743	0.749
	P75	2.062	1.800	1.800	2.006	2.006
	N	590,358	549,055	461,224	340,694	1,941,331
Índice lógica difusa	Media	62.03	59.59	60.07	63.84	61.29
	Desv. Est.	18.94	19.82	20.08	19.09	19.57
	P50	65.39	62.74	63.35	70.01	66.70
	P75	80.01	79.71	79.82	80.01	80.01
	N	739,651	755,738	695,164	620,381	2,810,934

Nota: El ingreso laboral mensual está expresado en términos reales. P50 y P75 corresponden a los percentiles 50 (mediana) y 75, respectivamente. Las diferencias en el número de observaciones (N) entre variables se deben a valores missing en cada dimensión.

- El índice de promedio simple presenta medias cercanas entre grupos (0.502–0.556), con medianas idénticas en 0.500 y dispersión similar (≈ 0.26). Esto indica una distribución relativamente simétrica y estable por edad, centrada en torno a 0.5.
- El índice PCA muestra medias más bajas en los grupos intermedios (0.974–1.015) y ligeramente más altas en los extremos (1.051–1.170), con dispersión comparable (≈ 0.77 –0.82). La mediana es consistentemente menor que la media, lo que sugiere asimetría positiva en todos los grupos.
- El índice de lógica difusa exhibe mayor variabilidad (desviaciones estándar de 18.94–20.08) y medias más altas en los extremos (62.03 en 20-29 y 63.84 en 50-65), con un mínimo en el grupo 30-39 (59.59). Las medianas son más altas que las medias en los grupos mayores, lo que refleja una distribución con cola izquierda en esos segmentos.

Los tres índices muestran patrones de heterogeneidad por edad, aunque con diferencias en escala y forma de distribución. El promedio simple es el más estable, el PCA resalta contrastes en los extremos, y la lógica difusa captura mayor dispersión y sensibilidad a acumulaciones en edades

jóvenes y mayores. Estas diferencias anticipan la utilidad de comparar los métodos en análisis más detallados.

Estadística descriptiva de variables continuas e índices por nivel educativo

Con el objetivo de analizar cómo se distribuyen el ingreso laboral, la edad y los distintos índices de precariedad entre trabajadores con diferentes niveles educativos, se presentan estadísticas descriptivas de tendencia central, dispersión y posición estratificadas por nivel educativo. Estas medidas permiten caracterizar la heterogeneidad de las variables continuas consideradas y complementar el análisis descriptivo por grupos de edad.

Tabla 2.11: Estadísticas descriptivas del ingreso laboral, edad e índices de precariedad por nivel educativo

Variables	Estadístico	Prim.	Sec.	Prep.	Univ.	Total
Ingreso laboral mensual	Media	5,247.73	6,017.11	6,083.26	6,329.80	5,888.85
	Desv. Est.	4,339.17	4,661.59	5,216.58	6,441.54	5,113.19
	P50	5,088.13	6,112.15	6,128.95	5,675.62	5,752.47
	P75	8,078.86	9,016.01	9,648.55	11,968.68	9,263.76
	N	698,950	817,823	639,496	496,428	2,652,697
Edad	Media	44.40	37.70	35.76	38.27	39.04
	Desv. Est.	12.01	11.17	11.45	10.75	11.82
	P50	45.00	37.00	34.00	37.00	38.00
	P75	54.00	46.00	44.00	46.00	48.00
	N	710,402	840,741	674,580	593,525	2,819,248
Índice promedio simple	Media	0.642	0.552	0.487	0.390	0.525
	Desv. Est.	0.230	0.261	0.262	0.237	0.264
	P50	0.667	0.500	0.500	0.333	0.500
	P75	0.833	0.667	0.667	0.500	0.667
	N	710,402	840,741	674,580	593,525	2,819,248
Índice PCA	Media	1.545	1.153	0.927	0.646	1.059
	Desv. Est.	0.731	0.786	0.745	0.602	0.788
	P50	1.800	1.011	0.679	0.473	0.749
	P75	2.268	2.062	1.574	0.800	2.006
	N	407,151	585,320	492,584	456,276	1,941,331
Índice lógica difusa	Media	70.21	62.73	58.46	51.76	61.29
	Desv. Est.	15.10	18.43	19.61	20.73	19.57
	P50	74.80	69.55	56.75	54.11	66.70
	P75	80.19	80.01	76.03	69.45	80.01
	N	709,175	838,389	672,247	591,123	2,810,934

Nota: El ingreso laboral mensual está expresado en términos reales. P50 y P75 corresponden a los percentiles 50 (mediana) y 75, respectivamente. Las diferencias en el número de observaciones (N) entre variables se deben a valores missing en cada dimensión.

La Tabla 2.11 muestra la distribución del ingreso laboral, la edad y los tres índices de precariedad por nivel educativo. El ingreso laboral mensual aumenta con el nivel educativo: la media pasa de 5,247.73 en primaria a 6,329.80 en universidad, y el percentil 75 crece notablemente (de 8,078.86 a 11,968.68). La dispersión también se incrementa con la escolaridad, especialmente en universidad, donde la desviación estándar es la más alta (6,441.54), lo que refleja mayor desigualdad de

ingresos entre los trabajadores con mayor formación. Las estadísticas de edad indican que los trabajadores con primaria son, en promedio, los de mayor edad (44.40 años), mientras que los grupos con secundaria y preparatoria concentran edades más bajas (37.70 y 35.76 años). Los universitarios tienen una media intermedia (38.27 años). Las desviaciones estándar son similares entre grupos, aunque ligeramente mayores en primaria debido a una mayor dispersión etaria. En los índices de precariedad se observa un patrón decreciente claro y consistente con el nivel educativo:

- El índice de promedio simple disminuye de forma monotónica (de 0.642 en primaria a 0.390 en universidad), con medianas que caen de 0.667 a 0.333 y dispersión moderada en todos los niveles.
- El índice PCA muestra la reducción más pronunciada (de 1.545 en primaria a 0.646 en universidad), con medianas y percentiles que confirman la tendencia: la precariedad es notablemente menor en niveles superiores.
- El índice de lógica difusa presenta medias decrecientes (70.21 $\rightarrow$ 51.76), aunque con mayor dispersión en los niveles intermedios y altos. Las medianas y percentiles superiores indican que, incluso en universidad, persiste cierta acumulación de precariedad (mediana 54.11, P75 69.45).

El tamaño muestral es amplio y relativamente balanceado entre niveles educativos, lo que asegura la fiabilidad de estas estadísticas. En conjunto, los resultados confirman que el nivel educativo actúa como un factor protector contra la precariedad, con efectos más marcados en las dimensiones estructurales (informalidad, prestaciones, contrato) y una mayor heterogeneidad de ingresos en los niveles superiores. Estas diferencias refuerzan la necesidad de índices sintéticos para capturar la acumulación multidimensional y su variación por escolaridad.

Estadística descriptiva agregada de los índices de precariedad

La Tabla 2.12 resume las características básicas de los tres índices de precariedad laboral contruidos sobre la muestra completa: promedio simple, PCA y lógica difusa. Se incluyen el número de observaciones válidas, la media, la desviación estándar, el valor mínimo y el máximo observado.

Tabla 2.12: Estadísticas descriptivas agregadas de los índices de precariedad

Índice de precariedad	Observaciones	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Promedio simple	2,819,248	0.525	0.264	0	1
PCA	1,941,331	1.059	0.788	0	2.268
Lógica difusa	2,810,934	61.289	19.567	6.724	95.364

Nota: cada índice se construye con metodologías distintas: promedio simple (escala [0,1]), lógica difusa (escala aproximada [0,100]) y PCA (escala no normalizada). Las diferencias en el número de observaciones se deben a valores faltantes específicos de cada construcción.

El índice de promedio simple tiene una media de 0.525 y una desviación estándar de 0.264, lo que refleja una distribución centrada alrededor de 0.5 y que cubre todo el rango teórico posible

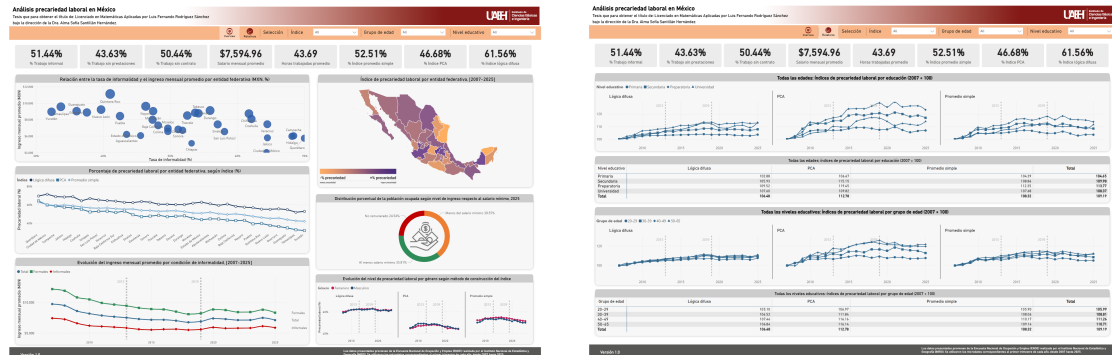
[0,1]. El índice PCA presenta una media de 1.059 y desviación estándar de 0.788, con rango de 0 a 2.268. Aunque su escala no está acotada a [0,1], el mínimo en cero indica que existen combinaciones de variables con muy baja contribución al componente principal, mientras que el máximo refleja la acumulación máxima observada en la muestra. El índice de lógica difusa muestra una media de 61.289 y una dispersión notable (desviación estándar 19.567), con valores que van desde 6.724 hasta 95.364. Esta mayor variabilidad es esperada dada su escala continua y su capacidad para capturar grados intermedios de precariedad.

En conjunto, los tres índices comparten la misma información subyacente (las seis dimensiones dicotómicas), pero difieren claramente en escala y dispersión debido a sus métodos de construcción. El promedio simple ofrece la representación más compacta y acotada; la lógica difusa, la mayor sensibilidad a transiciones graduales; y el PCA, una ponderación que amplifica la variabilidad estructural. Estas diferencias justifican su comparación simultánea en el análisis posterior para evaluar la robustez y la sensibilidad de cada enfoque.

2.4.1. Integración analítica mediante un tablero interactivo

Con el objetivo de articular la información obtenida, tanto en la construcción de los índices como en la estadística descriptiva, se desarrolló un tablero interactivo en Power BI (Figura 2.2) que consolida las distintas dimensiones del análisis en una sola estructura operativa, el cual puede consultarse en este enlace.

Figura 2.2: Vistas del tablero interactivo de precariedad laboral en Power BI



Panel A: Arquitectura analítica de la primera pestaña del tablero interactivo

Panel B: Índices de precariedad por educación (superior) y edad (inferior)

Nota: El tablero integra los tres índices de precariedad (Promedio simple, PCA y Lógica difusa) con filtros interactivos. El Panel B muestra los índices por nivel educativo (Figs. 3.1–3.4) y por grupo de edad (Figs. 3.5–3.8).

A diferencia de una visualización aislada, este tablero permite explorar de manera simultánea:

- Dimensión metodológica (tipo de índice)
- Dimensión demográfica (grupo de edad)
- Dimensión educativa (nivel educativo)
- Dimensión territorial (entidad federativa)
- Dimensión temporal (2007-2025)

Esto convierte al tablero en una extensión natural del modelo planteado, ya que permite examinar cómo se comportan los tres índices bajo distintos cortes poblacionales, manteniendo coherencia con las tablas y figuras presentadas en el capítulo de resultados. Un elemento central para garantizar la comparabilidad es que los índices construidos mediante PCA y lógica difusa fueron reescalados para ubicarse entre 0 y 1, utilizando una transformación lineal que fija el valor mínimo observado en 0 y el máximo en 1. De esta manera, los tres índices comparten la misma escala, lo que permite contrastarlos directamente tanto en gráficos como en medidas agregadas sin que las diferencias respondan a problemas de magnitud.

A continuación se describe el contenido de cada sección del tablero:

Panel sintético de indicadores

En la parte superior se presenta una tarjeta inteligente la cual resume, para la selección activa, los siguientes componentes:

- Porcentaje de trabajo informal
- Porcentaje sin prestaciones
- Porcentaje sin contrato
- Salario mensual promedio
- Horas trabajadas promedio
- Índice promedio simple
- Índice análisis de componentes principales PCA
- Índice lógica difusa

Este bloque funciona como una síntesis condicionada al subconjunto seleccionado. Es decir, cada valor refleja el promedio dentro del grupo definido por edad, educación e índice elegido.

De esta forma, el tablero no muestra valores absolutos globales, sino resultados consistentes con la estructura de segmentación que ya se utilizó en las figuras de edad y educación del apartado anterior.

Relación entre informalidad e ingreso

El gráfico de dispersión por entidad federativa retoma la relación analizada en las tablas descriptivas iniciales: la coexistencia entre altas tasas de informalidad y menores niveles de ingreso promedio. Al integrar esta relación en el tablero, se permite observar si dicha asociación se mantiene estable entre métodos de construcción del índice, cambia al restringir la muestra por grupo de edad o presenta variaciones cuando se condiciona por nivel educativo. Este componente vincula directamente la dimensión estructural de la informalidad con la dimensión salarial, reforzando la interpretación económica del estudio.

Comparación territorial entre métodos de índice

El gráfico de barras que presenta los tres índices por entidad federativa cumple una función metodológica clave: permite observar la sensibilidad territorial del método de agregación. Dado que el promedio simple asigna el mismo peso a cada dimensión, mientras que el PCA pondera según varianza explicada y la lógica difusa permite grados intermedios de pertenencia, este gráfico muestra si las entidades conservan su posición relativa bajo los distintos enfoques o si existen reordenamientos.

Esta comparación enlaza directamente con las tablas del apartado de construcción de índices y permite anticipar diferencias que serán discutidas formalmente en el capítulo de resultados.

Dinámica salarial por condición de formalidad

El gráfico de evolución del ingreso mensual promedio distingue entre trabajadores formales, informales y el total agregado para el periodo 2007–2025.

Aquí se incorpora una dimensión dinámica que no solo muestra niveles, sino también variaciones interanuales calculadas como cambios relativos respecto al año previo. Esto permite identificar:

- Periodos de contracción o recuperación
- Ampliación o reducción de brechas
- Comportamientos diferenciados según estatus laboral

Este componente complementa las figuras temporales del capítulo descriptivo, pero ahora bajo una estructura interactiva que permite segmentar por edad y educación.

Distribución respecto al salario mínimo

El gráfico circular clasifica a la población ocupada según su relación con el salario mínimo: no remunerados, por debajo del salario mínimo y al menos salario mínimo.

Esta descomposición agrega una dimensión normativa al análisis, ya que introduce un umbral institucional explícito. Su inclusión permite observar cómo se distribuye la población ocupada en torno a un punto de referencia formal del mercado laboral. Este bloque dialoga con las variables binarias iniciales y refuerza la interpretación de precariedad más allá de la simple informalidad.

Precariedad por género y método

El gráfico de evolución de la precariedad por género, presentado de forma separada para cada método, permite analizar si las brechas observadas dependen del esquema de construcción del índice.

Esta comparación es especialmente relevante porque:

- El promedio simple impone igualdad de ponderaciones
- El PCA refleja estructura estadística
- La lógica difusa capta gradientes intermedios

Observar estabilidad o divergencia entre métodos ofrece evidencia sobre la robustez de las diferencias de género.

Análisis dinámico cruzado por edad y educación

La segunda pestaña del tablero (Panel B, Figura 2.2) profundiza en la dimensión estructural del estudio al reorganizar la información en dos cortes complementarios:

- Precariedad por nivel educativo (agregando edades)
- Precariedad por grupo de edad (agregando educación)

Mientras que la primera pestaña enfatiza la dimensión territorial y salarial, esta segunda concentra el análisis en la heterogeneidad demográfica y educativa de la precariedad laboral, utilizando las mismas tres metodologías de construcción del índice y manteniendo la base temporal. Al igual que en las figuras presentadas posteriormente en el capítulo resultados (Figuras 3.1–3.4 y 3.5–3.8), los índices se presentan en términos relativos respecto al año base, lo que permite observar variaciones acumuladas y trayectorias comparativas sin que las diferencias iniciales de magnitud distorsionen la lectura.

El primer bloque (Panel B, Figura 2.2) reproduce de forma agregada las dinámicas observadas en las Figuras 3.1–3.4, permitiendo visualizar en una sola estructura la evolución relativa (2007 = 100) para cada nivel educativo bajo los tres métodos de construcción. La tabla incorporada debajo de la gráfica presenta los valores promedio del periodo, lo que facilita la comparación cuantitativa entre categorías educativas y entre metodologías.

El segundo bloque (Panel B, Figura 2.2) realiza el ejercicio inverso, sintetizando lo mostrado en las Figuras 3.5–3.8. En este caso, las trayectorias corresponden a los grupos de edad, mientras que las tablas asociadas permiten identificar diferencias acumuladas entre cortes bajo cada índice.

Un elemento metodológico relevante es que los filtros se habilitan de manera diferenciada:

- El filtro por grupo de edad opera únicamente en el bloque por educación
- El filtro por nivel educativo opera únicamente en el bloque por edad

Esta decisión preserva la comparabilidad estructural y evita la fragmentación excesiva de la muestra, manteniendo coherencia con el diseño descriptivo previamente expuesto.

Las tablas incorporadas bajo cada conjunto gráfico no cumplen una función decorativa, estas permiten:

- Contrastar niveles promedio entre métodos
- Verificar la estabilidad del orden relativo entre categorías
- Anticipar posibles divergencias en la sensibilidad de cada índice

En conjunto, esta página no introduce nueva información, sino que consolida y organiza los resultados descriptivos ya presentados, facilitando su lectura transversal antes de proceder al análisis comparativo formal en el siguiente capítulo.

Capítulo 3

Resultados

En este capítulo se presentan los resultados derivados de los tres índices de precariedad laboral contruidos mediante promedio simple, análisis de componentes principales (PCA) y lógica difusa. El objetivo central es contrastar el comportamiento de cada índice a lo largo del tiempo y evaluar cómo difieren sus implicaciones al considerar distintas dimensiones de heterogeneidad, particularmente los grupos de edad y los niveles educativos.

Los resultados se ilustran en dos conjuntos de figuras. El primero (Figuras 3.1–3.4) presenta la evolución temporal de los índices por grupo de edad, con líneas que representan el nivel educativo. El segundo conjunto (Figuras 3.5–3.8) invierte el análisis, cada figura corresponde a un nivel educativo y las líneas representan los grupos de edad. En todos los casos, las series se encuentran indexadas al año base (2007 = 100), lo que permite observar el cambio relativo respecto al punto de partida de cada grupo, independientemente de sus niveles absolutos de precariedad. Este punto es fundamental para la interpretación: un grupo que en 2007 ya presentaba precariedad muy alta tiene menor margen de incremento relativo que uno que partía de un nivel bajo, de modo que las trayectorias indexadas no sustituyen sino que complementan los niveles absolutos reportados en el Capítulo 2.

Se incluyen líneas verticales en 2013 y 2019 para señalar los cambios de administración presidencial. El análisis de estos cortes es descriptivo: documenta si los cambios de periodo coinciden con inflexiones en las trayectorias de los índices, sin atribuirles causalidad. Los tres periodos que delimitan estas líneas son: el primero (2007–2012), que incluye la crisis económica internacional de 2008–2009 y su recuperación; el segundo (2013–2018), caracterizado por reformas laborales y una relativa estabilización del mercado de trabajo; y el tercero (2019–2025), que comprende la pandemia de COVID-19 en 2020–2021 y las políticas de recuperación subsecuentes, incluyendo incrementos sustanciales al salario mínimo a partir de 2019.

Tabla 3.1: Valores medios de los tres índices de precariedad por grupo de edad

Grupo	Promedio simple	PCA (norm.)	Lógica difusa	N (miles)
20–29 años	55.6 %	60.4 % *	62.0 %	740.9
30–39 años	51.0 %	55.7 % *	59.6 %	758.4
40–49 años	50.2 %	53.6 % *	60.1 %	697.8
50–65 años	53.3 %	57.8 % *	63.8 %	622.2
Total	52.5 %	56.6 % *	61.3 %	2,819.2

Índice de promedio simple en escala [0,1]; PCA normalizado (*) al rango observado [0, 2.268] $\rightarrow$ [0, 1]; lógica difusa en escala [0, 100] expresada como porcentaje.

Dos patrones son inmediatamente visibles. Primero, los tres métodos coinciden en que la precariedad es más alta en los grupos extremos (20–29 y 50–65 años) que en los grupos intermedios. Segundo, la lógica difusa produce sistemáticamente los valores más altos porque es sensible a la acumulación simultánea de carencias: un trabajador con varias condiciones precarias moderadas recibe un índice difuso más alto que el promedio simple de esas mismas condiciones. Esta diferencia en niveles no implica que un método sea ‘mejor’ que otro, sino que cada uno captura un aspecto distinto del fenómeno.

3.1. Evolución de la precariedad por grupo de edad

Esta sección analiza la evolución temporal de los índices de precariedad por nivel educativo en distintos grupos de edad. Cada figura contiene tres paneles que corresponden a los métodos utilizados y todos los índices se normalizan a 100 en 2007¹. El análisis identifica tanto los patrones comunes entre métodos como las diferencias en su sensibilidad a las variaciones educativas y temporales.

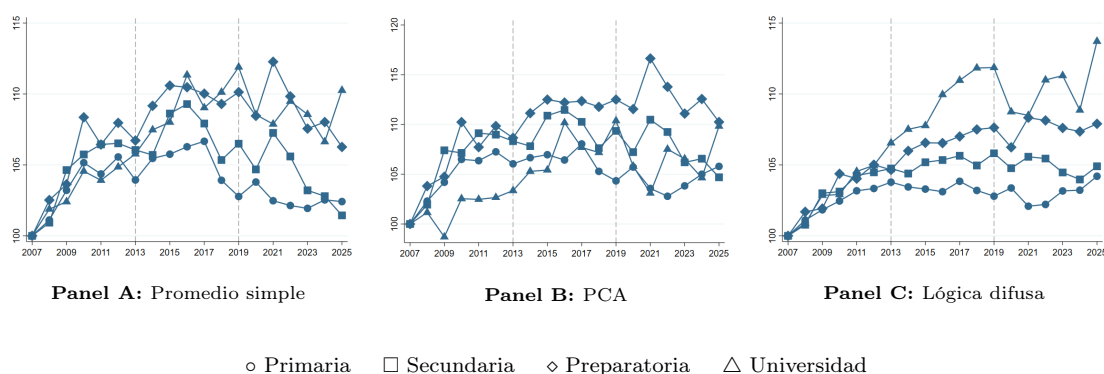
La Figura 3.1 muestra la trayectoria del índice de precariedad para el grupo de 20 a 29 años, desagregada por nivel educativo. Este es el grupo donde los tres métodos exhiben mayor divergencia entre sí, lo que refleja una mayor sensibilidad metodológica en las etapas tempranas del ciclo de vida laboral. Los tres paneles comparten un patrón inicial común: la precariedad aumenta desde 2007 hasta aproximadamente 2010–2011, alcanzando un pico que coincide con el periodo de recuperación tardía de la crisis económica de 2008–2009. En términos del cambio porcentual, este incremento es especialmente pronunciado en los niveles educativos de preparatoria y universidad, grupos que en 2007 partían de una base de precariedad relativamente menor y que, por tanto, exhiben mayor incremento relativo. Este resultado es matemáticamente coherente con el efecto del indexado: si el nivel absoluto inicial es bajo, el mismo incremento absoluto produce un cambio relativo mayor.

Tras el pico de 2010–2011 se observan trayectorias diferenciadas según el método. El promedio simple muestra mayor volatilidad temporal: las líneas oscilan con amplitud considerable entre

¹Las series indexadas muestran cambio relativo respecto a 2007, no niveles absolutos. Un valor de 115 en 2011 significa que la precariedad de ese grupo aumentó 15 % respecto a su nivel de 2007, no que la precariedad sea del 115 %. Por ello, un grupo que en 2007 ya tenía precariedad muy alta (como los trabajadores con primaria) puede mostrar una trayectoria indexada baja o incluso decreciente aunque su nivel absoluto sea el más alto de todos: simplemente, no tiene tanto margen para empeorar en términos relativos.

2011 y 2019, lo que refleja que las variables dicotómicas que lo componen son sensibles a cambios puntuales en las condiciones de empleo formal e informal. El PCA, que pondera las variables según su contribución a la varianza conjunta, refuerza jerarquías más estables: universidad se mantiene con mayor frecuencia como el nivel menos precario en términos relativos, lo que es consistente con que las dimensiones de mayor peso en el componente principal (informalidad, prestaciones y contrato, con cargas 0.903, 0.855 y 0.832 respectivamente) presentan mayor gradiente educativo. La lógica difusa produce las trayectorias más suaves gracias a que sus funciones de pertenencia continuas atenúan los saltos discretos que genera el promedio simple ante cambios en variables binarias.

Figura 3.1: Evolución del índice de precariedad laboral promedio de las personas entre 20-29 (2007 = 100)



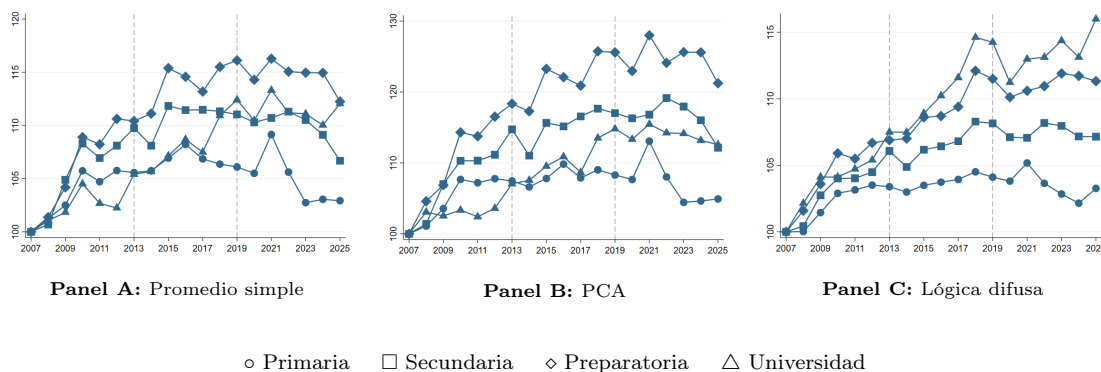
Nota: Primaria incluye todas aquellas personas a lo más con 8 años de escolaridad. Secundaria incluye a las personas entre 9 y 11 años de escolaridad. Preparatoria incluye a las personas entre 12 y 15 años de escolaridad. Universidad incluye a las personas con educación al menos de 16 años. Las series están indexadas (2007 = 100).

En el tercer periodo (2019–2025) los tres métodos muestran un incremento secundario, particularmente visible en universidad y preparatoria. Este repunte coincide con el impacto del cierre económico por la pandemia de COVID-19 en 2020, que afectó desproporcionadamente a los trabajadores jóvenes y con mayor nivel educativo, quienes tienden a concentrarse en sectores de servicios formales más expuestos a las restricciones de movilidad, y con la incorporación al mercado laboral de egresados durante un periodo de alta incertidumbre contractual. Hacia 2023–2025 se observa una moderación del índice en todos los niveles educativos para este grupo, consistente con la recuperación del empleo formal documentada en la ENOE para ese periodo.

Un resultado que merece atención específica es la posición de primaria como el nivel de menor variación relativa en los tres métodos para este grupo de edad. Esto no significa que los trabajadores jóvenes con primaria sean los menos precarios en términos absolutos, la Tabla 2.9 muestra que tienen las tasas más altas de informalidad (79.5 %) y ausencia de prestaciones (71.7 %), sino que su precariedad relativa no ha cambiado sustancialmente desde 2007: ya eran muy precarios entonces y lo siguen siendo en magnitudes similares. En contraste, los grupos con mayor educación muestran mayor variación relativa porque sus condiciones de entrada al mercado laboral

son más sensibles al ciclo económico.

Figura 3.2: Evolución del índice de precariedad laboral promedio de las personas entre 30-39 (2007 = 100)



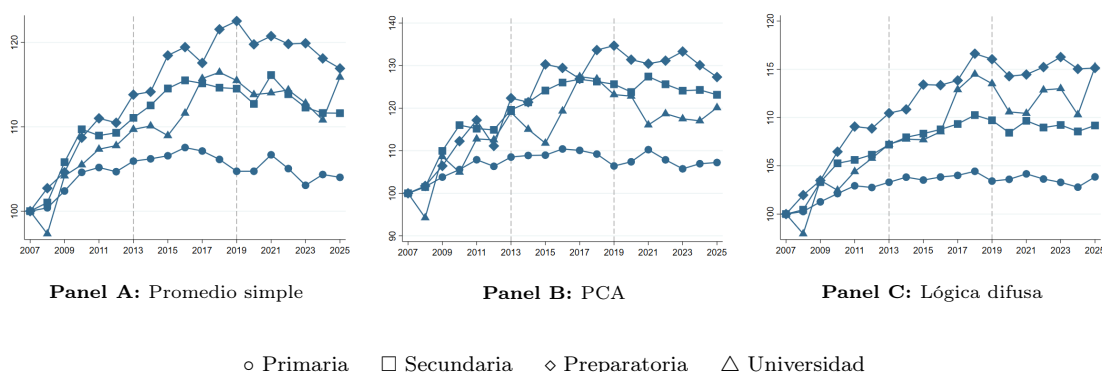
Nota: Primaria incluye todas aquellas personas a lo más con 8 años de escolaridad. Secundaria incluye a las personas entre 9 y 11 años de escolaridad. Preparatoria incluye a las personas entre 12 y 15 años de escolaridad. Universidad incluye a las personas con educación al menos de 16 años. Las series están indexadas (2007 = 100).

El grupo de 30–39 años (Figura 3.2), presenta un patrón temporal más articulado que el anterior. Los tres métodos coinciden en un incremento hasta aproximadamente 2010, seguido de una trayectoria diferenciada que se estabiliza entre 2013 y 2019, y un repunte posterior.

La diferencia más relevante entre métodos aparece en el ordenamiento de los niveles educativos. En el promedio simple, universidad aparece como el nivel menos precario en términos relativos hasta 2013, posición que posteriormente ocupa primaria. Esta inversión tiene una explicación concreta: la reforma laboral de 2012 y las políticas de formalización del empleo implementadas en el segundo periodo presidencial beneficiaron en mayor medida a los trabajadores formales de mediana edad con educación superior, reduciendo su precariedad absoluta y, por tanto, limitando su crecimiento relativo desde 2007. En el PCA, preparatoria se consolida tempranamente como el nivel más precario para este grupo de edad, un resultado que persiste durante todo el periodo. Este hallazgo es consistente con la estructura del mercado laboral mexicano, donde los egresados de preparatoria enfrentan mayor competencia por empleos formales que los universitarios, pero tienen menor acceso a la economía informal calificada que quienes solo completaron primaria.

La lógica difusa produce el resultado más contraintuitivo para este grupo: universidad aparece como el nivel más precario en términos relativos durante varios años del periodo. Este resultado se explica por la sensibilidad del índice difuso a la acumulación de condiciones intermedias: un trabajador universitario de 30–39 años puede tener contrato formal y prestaciones (reduciendo el índice institucional del Subconjunto I), pero ingresos que, aunque por encima del salario mínimo, son moderados en relación con su nivel de formación y con jornadas largas, lo que activa el Subconjunto II con niveles medios-altos. El índice difuso captura esta combinación de condiciones parcialmente precarias de manera más sensible que el promedio simple, que las clasificaría como ‘no precarias’ por estar por encima de los umbrales dicotómicos.

Figura 3.3: Evolución del índice de precariedad laboral promedio de las personas entre 40-49 (2007 = 100)



Nota: Primaria incluye todas aquellas personas a lo más con 8 años de escolaridad. Secundaria incluye a las personas entre 9 y 11 años de escolaridad. Preparatoria incluye a las personas entre 12 y 15 años de escolaridad. Universidad incluye a las personas con educación al menos de 16 años. Las series están indexadas (2007 = 100).

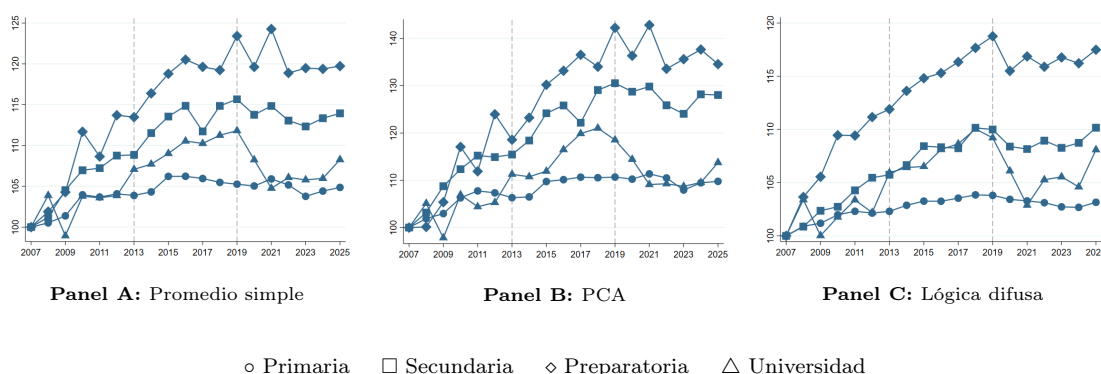
El grupo de 40–49 años (Figura 3.3) exhibe los patrones más estables y convergentes entre los tres métodos. Esto refleja que, a esta edad, la estructura del empleo es más consolidada: los trabajadores ya han completado su inserción laboral y es menos probable que cambien de sector o de condición de formalidad. La mayor estabilidad de las trayectorias reduce la diferencia entre métodos porque disminuye la varianza de los insumos.

El patrón común es claro: incremento hasta 2010, relativa estabilización entre 2013 y 2019, y un repunte moderado posterior. En el promedio simple, primaria permanece como el nivel de menor variación relativa durante todo el periodo, mientras que preparatoria presenta el mayor incremento acumulado. Este resultado es robusto: los tres métodos lo confirman sin alternancia relevante en el ordenamiento. Matemáticamente, la convergencia entre métodos es más pronunciada que en grupos jóvenes porque las variables de mayor peso en el PCA (informalidad y prestaciones) tienen correlaciones más estables a esta edad: los trabajadores de 40–49 años rara vez transitan entre sectores formal e informal, lo que hace que la estructura de covarianza que capta el PCA sea similar a la que captura el promedio simple.

El incremento de precariedad asociado al periodo 2019–2021 es visible pero más moderado que en el grupo de 20–29 años, consistente con la menor sensibilidad del empleo de mediana edad a los choques de corto plazo. Los empleos de trabajadores de 40–49 años tienden a ser más estables en términos contractuales, aunque sus ingresos reales se vieron afectados por la inflación del periodo 2021–2023, lo que puede reflejarse en un incremento del índice difuso, sensible al componente de ingreso real, mayor que el del promedio simple, insensible a variaciones continuas del salario por encima del mínimo.

El grupo de mayor edad (50–65 años, Figura 3.4) presenta una particularidad estructural: la precariedad absoluta de este grupo es la más alta en el índice difuso (media = 63.84, Tabla 2.10) y en la dimensión de informalidad (65.56 %, Tabla 2.9), pero sus trayectorias indexadas son

Figura 3.4: Evolución del índice de precariedad laboral promedio de las personas entre 50-65 (2007 = 100)



Nota: Primaria incluye todas aquellas personas a lo más con 8 años de escolaridad. Secundaria incluye a las personas entre 9 y 11 años de escolaridad. Preparatoria incluye a las personas entre 12 y 15 años de escolaridad. Universidad incluye a las personas con educación al menos de 16 años. Las series están indexadas (2007 = 100).

moderadas. Esta aparente contradicción se resuelve, nuevamente, por el efecto del indexado: al partir de niveles altos en 2007, el margen de crecimiento relativo es menor.

Los tres métodos coinciden en situar a preparatoria como el nivel de mayor incremento relativo en este grupo durante el primer periodo (2007–2012). Una interpretación posible es que la cohorte de trabajadores de 50–65 años con preparatoria está compuesta en mayor proporción por personas que accedieron a ese nivel educativo durante la expansión del sistema educativo de los años 1970–1980 y que encuentran sus credenciales menos valoradas en el mercado laboral actual, aumentando su precariedad relativa. En contraste, los trabajadores con primaria en este rango de edad se concentran en sectores informales relativamente estables (agricultura, comercio ambulante), cuya precariedad ya era alta en 2007 y no se ha modificado sustancialmente.

El tercer periodo (2019–2025) muestra un comportamiento particular: en el promedio simple, universidad exhibe una caída de la precariedad seguida de un repunte hacia 2025. Esta trayectoria es consistente con los efectos diferenciados de los incrementos al salario mínimo: los trabajadores universitarios de 50–65 años con contratos formales se beneficiaron de los ajustes salariales reales del periodo 2019–2024, que en términos reales fueron de los mayores en décadas, reduciendo su precariedad medida por ingresos, pero posiblemente con mayor incertidumbre contractual en el periodo posterior.

En resumen, las cuatro figuras revelan tres patrones transversales. Primero, los incrementos de precariedad más pronunciados ocurren en el primer periodo (2007–2012), asociados a la crisis económica de 2008–2009; los efectos del tercer periodo (2019–2025) son comparables en magnitud para los grupos jóvenes pero más moderados para los de mayor edad. Segundo, la convergencia entre métodos aumenta con la edad: en 20–29 años los métodos difieren con frecuencia en el ordenamiento educativo, mientras que en 40–49 y 50–65 años coinciden de forma consistente en

situar a preparatoria como el nivel de mayor precariedad relativa y a primaria como el de menor variación. Tercero, el promedio simple exhibe mayor volatilidad temporal, el PCA refuerza jerarquías educativas más estables y la lógica difusa produce series más suaves que capturan mejor la gradualidad de las transiciones. Estas diferencias no son defectos metodológicos sino propiedades matemáticas de cada método: el promedio simple es sensible a cada cambio dicotómico, el PCA filtra la varianza idiosincrática, y la lógica difusa integra la acumulación de condiciones parciales.

3.2. Evolución de la precariedad por nivel educativo

Esta sección examina la evolución temporal de los índices de precariedad laboral promedio, estratificados por grupo de edad, en distintos niveles educativos. El análisis invierte la perspectiva de la sección anterior: ahora cada figura fija el nivel educativo y las líneas representan los grupos de edad. Esto permite identificar si las diferencias por edad son consistentes dentro de cada nivel educativo o si interactúan de manera distinta con cada nivel de escolaridad.

Para los trabajadores con nivel de primaria (hasta 8 años de escolaridad, Figura 3.5), los tres métodos muestran trayectorias que comparten la misma forma general: incremento hasta 2010, oscilaciones y tendencia ligeramente descendente hacia 2025. Este patrón es el más homogéneo entre grupos de edad de todos los niveles educativos, lo que refleja la relativa rigidez de las condiciones laborales en el segmento de trabajadores con menor escolaridad.

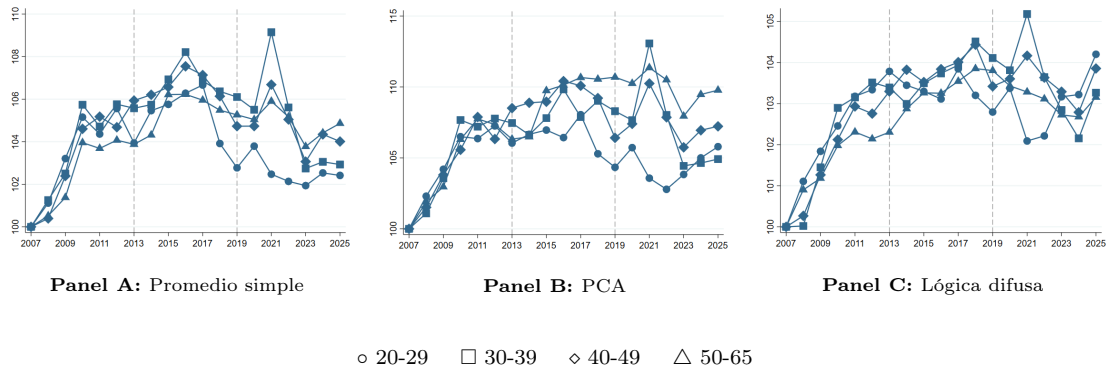
En cuanto al ordenamiento por edad, los tres métodos coinciden en que los grupos de mayor edad (40–49 y 50–65 años) exhiben mayor variación relativa que los jóvenes (20–29 y 30–39 años) durante el primer periodo. Esto invierte el patrón observado en otros niveles educativos y tiene una explicación específica: los trabajadores adultos con primaria estaban, en 2007, en mayor proporción en sectores informales precarios consolidados (agricultura de subsistencia, comercio informal), donde las condiciones de precariedad respondieron con mayor intensidad al choque de 2008–2009. Los trabajadores jóvenes con primaria, en cambio, ya enfrentaban las condiciones más precarias del mercado desde su entrada, con menor margen de deterioro adicional.

El PCA acentúa las disparidades entre grupos de edad durante los periodos volátiles (2008–2010 y 2020–2021) más que el promedio simple y la lógica difusa. Esto se debe a que las variables con mayor peso en el componente principal (informalidad y prestaciones) son precisamente las más homogéneas entre los trabajadores con primaria (en su mayoría informales y sin prestaciones) lo que hace que pequeñas variaciones en esas dimensiones produzcan cambios amplificados en el índice PCA al ser ponderadas por su mayor varianza relativa en ese subgrupo.

Los trabajadores con secundaria (9 a 11 años de escolaridad, Figura 3.6), muestran trayectorias más diferenciadas por grupo de edad que los de primaria, pero menos que los de preparatoria y universidad. Los tres métodos coinciden en un incremento hasta 2010, seguido de una moderación entre 2011 y 2013 y una relativa estabilización en el segundo periodo (2013–2018).

Los grupos de 30–39 y 40–49 años presentan trayectorias más estables que los extremos (20–29 y 50–65 años), que exhiben mayor variabilidad. Esta diferencia refleja que la secundaria es, en México, el nivel de mayor heterogeneidad ocupacional: incluye tanto a trabajadores industriales

Figura 3.5: Evolución del índice de precariedad laboral promedio de las personas con Primaria (2007 = 100)



Nota: Primaria incluye a todas las personas con a lo más 8 años de escolaridad.

Las series están indexadas (2007 = 100).

con empleos formales de mediana estabilidad como a trabajadores informales en comercio y servicios. Esa heterogeneidad hace que los grupos en los extremos del ciclo de vida, jóvenes en etapa de inserción y mayores en etapa de transición hacia la informalidad por edad, sean más sensibles a los ciclos económicos que los grupos intermedios con empleos más consolidados.

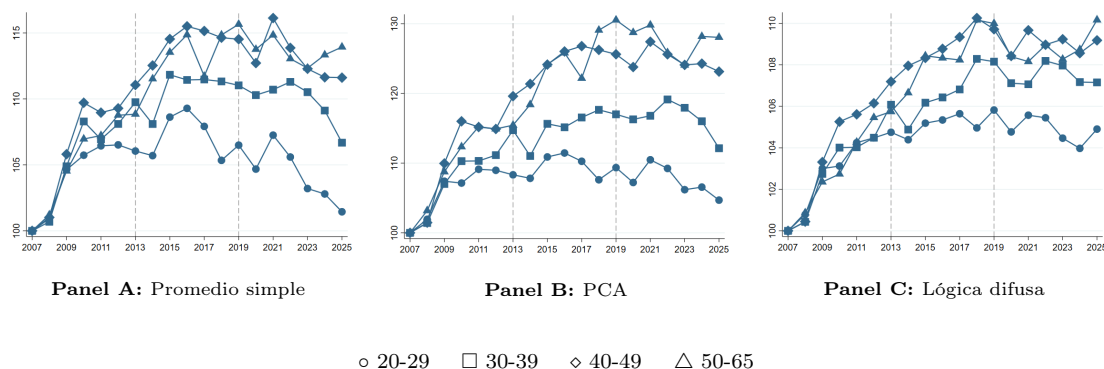
En el tercer periodo (2019–2025), el grupo de 20–29 años con secundaria muestra el incremento menos pronunciado según el promedio simple y el PCA, mientras que la lógica difusa lo modera. La discrepancia entre métodos en este punto específico se explica por la composición de los insumos: el incremento en el índice PCA y el promedio simple captura el deterioro en las variables dicotómicas (mayor proporción sin contrato y sin sindicato entre jóvenes con secundaria en ese periodo), mientras que la lógica difusa amortigua ese deterioro porque los ingresos de ese grupo se beneficiaron del aumento del salario mínimo, elevando $\mu_{\text{ingreso-medio}}$ y reduciendo parcialmente el índice de salida.

El nivel de preparatoria (12 a 15 años de escolaridad, Figura 3.7) presenta el patrón más persistente de incremento de precariedad relativa en todos los grupos de edad y todos los métodos. El incremento sostenido hasta 2017 que exhiben los tres paneles es el más largo de todos los niveles educativos, lo que sugiere que este nivel enfrenta un deterioro estructural en sus condiciones de inserción laboral que no se revierte con los cambios de ciclo económico.

Este resultado tiene una interpretación estructural relevante para el mercado laboral mexicano. Los egresados de preparatoria compiten con universitarios por empleos formales en el sector servicios, donde la credencial universitaria les da ventaja, y con trabajadores de secundaria en empleos industriales y de comercio, donde la experiencia compensa la escolaridad. Esta doble competencia sitúa a los trabajadores con preparatoria en una posición de desventaja relativa creciente, especialmente a medida que se expande la matrícula universitaria y se deprecia el valor señalizador de la preparatoria en el mercado laboral.

El grupo de 50–65 años con preparatoria es el que presenta el mayor nivel de precariedad relativa

Figura 3.6: Evolución del índices de precariedad laboral promedio de las personas con Secundaria (2007 = 100)

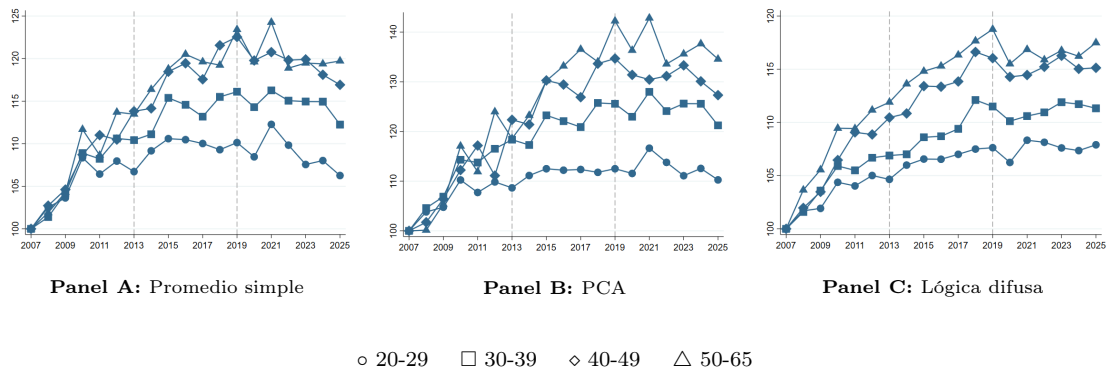


Nota: Secundaria incluye a todas aquellas personas con entre 9 y 11 años de escolaridad.

Las series están indexadas (2007 = 100).

acumulada al final del periodo (2025) en los tres métodos. Este resultado es consistente con la hipótesis de obsolescencia de credenciales: los trabajadores mayores con preparatoria ingresaron al mercado laboral en un contexto donde ese nivel era suficiente para acceder a empleos formales, pero se encuentran compitiendo en un mercado donde la norma ha escalado hacia la educación superior, deteriorando sus condiciones de empleo en las etapas finales de su vida laboral activa.

Figura 3.7: Evolución del índices de precariedad laboral promedio de las personas con Preparatoria (2007 = 100)



Nota: Preparatoria incluye a todas aquellas personas con entre 12 y 15 años de escolaridad.
Las series están indexadas (2007 = 100).

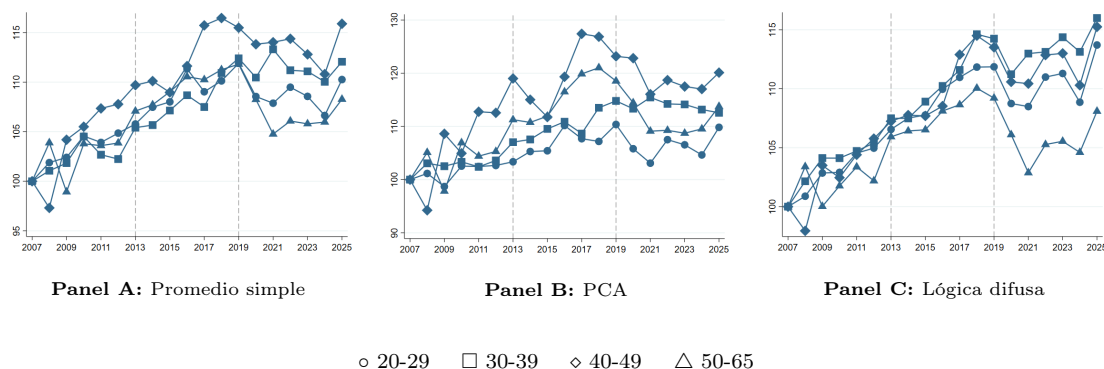
Los trabajadores universitarios (16 o más años de escolaridad, Figura 3.8) exhiben el patrón más diferenciado y, en varios aspectos, el más sorprendente. Las trayectorias muestran menor separación entre grupos de edad que en otros niveles educativos, lo que indica que la educación superior actúa como factor homogeneizador de las condiciones laborales a lo largo del ciclo de vida. Sin embargo, esta homogeneidad no implica ausencia de precariedad.

El resultado más notable es el incremento secundario en los tres métodos entre 2019 y 2025, que es comparable en magnitud al del primer periodo para los grupos de 20–39 años. Este incremento coincide con tres fenómenos simultáneos: (i) el impacto de la pandemia en el empleo formal de sectores con alta concentración de universitarios (servicios financieros, educación, turismo); (ii) la expansión de modalidades de trabajo por plataforma y contratación independiente que ofrecen ingresos altos pero sin prestaciones ni contrato estable, elevando el índice PCA y el promedio simple aunque los ingresos sean suficientes; y (iii) la incorporación masiva de egresados a un mercado que no absorbió plenamente las generaciones de graduados durante la pandemia.

Que los tres métodos coincidan en este incremento para universitarios en el tercer periodo, a pesar de sus diferencias metodológicas, le da robustez al diagnóstico: la precariedad de los trabajadores con educación superior no es solo un artefacto de la medición sino una tendencia real en la estructura del mercado laboral mexicano, consistente con los hallazgos de Santillán Hernández et al. (2024) sobre la precariedad de los jóvenes universitarios mexicanos.

En resumen, las Figuras 3.5-3.8 revelan un patrón de doble gradiente. Por un lado, la precariedad absoluta decrece con el nivel educativo (Tabla 2.11): los trabajadores con primaria son más precarios que los universitarios en todos los métodos. Por otro lado, la precariedad *relativa* (medida por el cambio indexado desde 2007) ha crecido más en los niveles medios (preparatoria y secundaria) y en el nivel universitario durante el tercer periodo. Esto implica que la educación protege contra la precariedad en niveles absolutos, pero no necesariamente contra el deterioro relativo de las condiciones laborales en el tiempo. El nivel de preparatoria es el que muestra el

Figura 3.8: Evolución del índices de precariedad laboral promedio de las personas con Universidad (2007 = 100)



Nota: Universidad incluye a todas aquellas personas con al menos 16 años de escolaridad.

Las series están indexadas (2007 = 100).

mayor deterioro relativo acumulado, especialmente en los grupos de mayor edad, lo que plantea una alerta sobre la capacidad de ese nivel para funcionar como umbral de acceso a empleos de calidad en el México contemporáneo.

3.3. Análisis regional: Hidalgo como estudio de caso

Con el objetivo de evaluar la sensibilidad territorial de los índices construidos y profundizar en las diferencias metodológicas observadas a nivel nacional, se selecciona el estado de Hidalgo como estudio de caso. La elección responde a criterios tanto analíticos como de relevancia institucional: Hidalgo presenta uno de los perfiles de precariedad laboral más consistentemente altos del país según los tres métodos, lo que lo convierte en un caso informativo para examinar cómo divergen los índices en contextos de precariedad estructural elevada. El análisis se realiza manteniendo los filtros de grupo de edad y nivel educativo en su categoría agregada en la primera parte y desagregado en la segunda, de modo que los valores sean directamente comparables con el promedio nacional presentado en las tablas del capítulo anterior.

3.3.1. Dimensión del mercado laboral

Magnitud y posición relativa de Hidalgo

Los valores medios del índice de precariedad laboral para Hidalgo bajo cada metodología son:

Tabla 3.0b: Índices de precariedad para Hidalgo versus promedio nacional

Método	Hidalgo	Promedio nacional	Diferencia
Promedio simple	59.55 %	52.50 %	+7.05 pp
PCA (normalizado)	57.74 %	50.00 %*	+7.74 pp
Lógica difusa	69.71 %	61.29 %	+8.42 pp

pp = puntos porcentuales. (*) El promedio nacional del PCA normalizado se fija en 50 % por construcción de la normalización lineal.

En los tres casos, Hidalgo se ubica entre las cinco entidades con mayor precariedad laboral del país (4° lugar bajo promedio simple, 5° bajo PCA y 3° bajo lógica difusa según las Tablas 3.2 a 3.4). Esta consistencia en el posicionamiento confirma que la condición estructural del estado no depende del método de construcción del índice: sea cual sea la metodología, Hidalgo aparece entre los estados más precarios.

Sin embargo, la magnitud de la diferencia entre métodos sí es relevante. La brecha de 11.97 puntos porcentuales entre el valor más alto (lógica difusa, 69.71 %) y el más bajo (PCA, 57.74 %) no es trivial. Refleja que los dos métodos capturan dimensiones distintas: el PCA pondera las variables según la estructura de varianza *nacional*, lo que puede subestimar condiciones que son altamente prevalentes en Hidalgo pero que tienen menor varianza en el conjunto del país (como la informalidad extrema, que al ser casi universal en el estado no discrimina entre trabajadores y por tanto contribuye poco a la varianza del componente principal). La lógica difusa, en cambio, amplifica la acumulación simultánea de carencias sin depender de la varianza nacional, lo que la hace más sensible a perfiles de precariedad estructural como el de Hidalgo.

Estructura laboral subyacente

Los valores estructurales del estado contextualizan los índices. La tasa de informalidad de Hidalgo (69.28 %) supera en más de 13 puntos porcentuales el promedio nacional de la muestra (55.79 %, Tabla 2.9). El ingreso mensual promedio (\$4,631.50 pesos reales) es \$1,257 menor que el promedio nacional (\$5,888.85), lo que representa una brecha del 21.4 %. Esta coexistencia de alta informalidad y bajo ingreso promedio no es independiente: los trabajadores informales tienen en promedio ingresos menores (como confirma la sección 3.3.2), de modo que la alta tasa de informalidad de Hidalgo es a la vez causa y reflejo de su bajo ingreso promedio.

3.3.2. Brechas salariales y distribución de ingreso

Brecha salarial formal–informal

En 2025, el ingreso promedio en Hidalgo fue de \$4,684.57 para trabajadores formales y de \$3,065.84 para informales, con un total de \$3,453.03. La brecha de \$1,618 mensuales entre ambos segmentos representa el 34.5 % del ingreso informal promedio. Esta asimetría tiene implicaciones directas para los índices: dado que el 69.28 % de los trabajadores del estado son informales, el ingreso promedio del estado (\$3,453) está fuertemente deprimido respecto al ingreso formal. El índice difuso captura esta dinámica a través del componente de ingreso, que clasifica valores alrededor de \$3,453 como ‘bajo-medio’, activando reglas de alta precariedad económica. El promedio simple, en cambio, registra solo si el ingreso supera o no el umbral del salario mínimo mensual (\$8,364), lo que lleva a que una proporción mayor de trabajadores de Hidalgo sea clasificada en condición precaria bajo ese criterio.

La variación interanual salarial de 2025 respecto a 2024 mostró contracciones en ambos segmentos: -8.53 % en el sector formal y -4.60 % en el informal, con un total de -5.14 %. La caída simultánea en ambos segmentos indica que la precariedad en Hidalgo no se explica únicamente por la composición sectorial (alta informalidad), sino también por una vulnerabilidad salarial generalizada que afecta incluso al empleo formal. Esto es importante para la interpretación de los índices: la lógica difusa, sensible a variaciones continuas del ingreso, registrará este deterioro con mayor precisión que el promedio simple, que solo lo captaría si el ingreso cae por debajo del umbral dicotómico del salario mínimo.

Distribución respecto al salario mínimo

La distribución de la población ocupada en Hidalgo respecto al salario mínimo revela una estructura de vulnerabilidad extrema: el 42.80 % de la muestra se ubica por debajo del salario mínimo mensual y el 31.75 % no recibe remuneración, mientras que solo el 24.48 % percibe al menos el salario mínimo. En términos del índice de promedio simple, los trabajadores no remunerados y los que están por debajo del mínimo, que en conjunto representan el 74.55 % de la muestra de Hidalgo, son clasificados como precarios en la dimensión de salario. Esta altísima prevalencia de precariedad salarial es el principal factor que eleva el índice de promedio simple de Hidalgo (59.55 %) por encima del promedio nacional (52.50 %).

Diferencias por género

Las diferencias de género en Hidalgo presentan un patrón que varía según el método. Bajo promedio simple, la precariedad masculina (60.60 %) supera levemente a la femenina (58.87 %), una diferencia de 1.73 puntos porcentuales. Bajo PCA la brecha se amplía a 6.77 puntos (61.24 % vs. 54.47 %), y bajo lógica difusa es de 1.90 puntos (71.88 % vs. 69.98 %). La amplificación de la brecha en el PCA sugiere que las dimensiones con mayor peso en el componente principal (informalidad, prestaciones y contrato) presentan mayor diferencial de género que las dimensiones de jornada y salario, que tienen menor peso en el PCA pero son capturadas más equilibradamente por el promedio simple y la lógica difusa. Este resultado ilustra cómo la elección del método de agregación puede afectar las conclusiones sobre brechas entre grupos, lo que tiene implicaciones para el diseño de indicadores de política laboral con perspectiva de género.

3.3.3. Sensibilidad y análisis desagregado

Sensibilidad metodológica y estructura acumulativa

El resultado más relevante del caso Hidalgo no es únicamente su posición alta en el ranking, sino la divergencia entre métodos. El valor particularmente elevado bajo lógica difusa (69.71 %) frente al PCA (57.74 %) indica que en Hidalgo la precariedad no se presenta de forma aislada en dimensiones independientes, sino como acumulación simultánea de carencias. Cuando un trabajador es informal, no tiene prestaciones, no tiene contrato y no tiene sindicato (todo al mismo tiempo), la lógica difusa activa la regla de mayor precariedad (rule1: $\alpha = 1$, consecuente ‘muy alta’), produciendo un índice elevado independientemente de sus condiciones económicas. El PCA, en cambio, pondera estas dimensiones según su contribución a la varianza nacional, y dado que en Hidalgo la informalidad es casi universal, esa variable contribuye poco a discriminar entre trabajadores del estado (tiene poca varianza interna), lo que deprime el valor del índice PCA local. Esta propiedad del PCA, que pondera según la varianza nacional, no la local, es una limitación conocida del método cuando se aplica a subpoblaciones con distribuciones muy distintas de la nacional.

Análisis desagregado por grupo de edad

Las Tablas 3.2 a 3.4 permiten examinar cómo varía la precariedad dentro de Hidalgo según el grupo de edad. Bajo el promedio simple (Tabla 3.2), el grupo de 20–29 años registra el valor más alto (65.68 %), seguido por los grupos de 50–65 (57.39 %), 30–39 (57.38 %) y 40–49 (55.35 %) años. La brecha entre el grupo más joven y el siguiente es de 8.30 puntos porcentuales, sustancialmente mayor que la diferencia análoga a nivel nacional (52.5 % vs. 51.0 % para los mismos grupos, una diferencia de apenas 1.5 puntos). Esto indica que la precariedad juvenil en Hidalgo es proporcionalmente más grave que en el resto del país, posiblemente porque la estructura productiva del estado ofrece pocas oportunidades de empleo formal para trabajadores en etapa de inserción. El PCA (Tabla 3.3) amplifica este contraste: 67.39 % para el grupo de 20–29 años versus 49.45 % para el de 40–49 años, una diferencia de 17.94 puntos dentro del estado. Esta amplificación es

coherente con el argumento anterior: las dimensiones de mayor peso en el PCA (informalidad, prestaciones, contrato) son precisamente las que presentan mayor variabilidad entre jóvenes y adultos en Hidalgo, donde los trabajadores adultos con mayor antigüedad tienen mayor probabilidad de haber accedido a empleos formales.

La lógica difusa (Tabla 3.4) muestra la característica más relevante de este subconjunto: el grupo de 50-65 años (70.47 %) supera al de 40-49 (66.17 %), invirtiendo el ordenamiento del PCA. Este resultado refleja que los trabajadores mayores de Hidalgo combinan informalidad estructural (alta precariedad institucional) con ingresos reales bajos o en deterioro (alta precariedad económica), mientras que los trabajadores de 40-49 años tienen algo más de estabilidad contractual aunque sus ingresos también son moderados. La lógica difusa captura esta doble acumulación de manera más sensible que los otros métodos

Tabla 3.2: Índice de precariedad por promedio simple según entidad federativa y grupos de edad

Entidad	20-29	30-39	40-49	50-65
Aguascalientes	53.62 %	50.02 %	50.18 %	53.57 %
Baja California	53.85 %	48.48 %	47.75 %	50.06 %
Baja California Sur	56.72 %	54.26 %	54.49 %	57.47 %
Campeche	64.20 %	58.12 %	56.35 %	57.44 %
Chiapas	60.03 %	55.56 %	54.49 %	56.24 %
Chihuahua	61.93 %	53.73 %	51.59 %	52.46 %
Ciudad de México	63.43 %	59.14 %	57.81 %	59.93 %
Coahuila	63.44 %	57.02 %	54.43 %	55.82 %
Colima	51.25 %	47.43 %	48.10 %	51.21 %
Durango	58.16 %	49.96 %	49.22 %	52.83 %
Estado de México	52.05 %	49.71 %	49.35 %	52.35 %
Guanajuato	43.79 %	42.73 %	42.77 %	46.66 %
Guerrero	45.96 %	44.05 %	44.67 %	47.91 %
Hidalgo	65.68 %	57.38 %	55.35 %	57.39 %
Jalisco	64.69 %	58.89 %	56.99 %	58.35 %
Michoacán	51.06 %	48.87 %	49.44 %	52.43 %
Morelos	53.67 %	48.97 %	48.63 %	52.90 %
Nayarit	51.90 %	47.04 %	46.25 %	50.50 %
Nuevo León	46.08 %	42.49 %	43.75 %	48.65 %
Oaxaca	58.73 %	52.55 %	50.26 %	52.24 %
Puebla	47.96 %	45.08 %	46.07 %	50.97 %
Querétaro	67.80 %	61.88 %	59.89 %	61.71 %
Quintana Roo	48.97 %	43.99 %	43.78 %	48.43 %
San Luis Potosí	59.36 %	54.74 %	54.31 %	56.81 %
Sinaloa	59.00 %	53.64 %	52.85 %	55.86 %
Sonora	60.59 %	52.10 %	49.41 %	52.41 %
Tabasco	59.37 %	51.34 %	49.90 %	52.52 %
Tamaulipas	42.09 %	40.24 %	41.64 %	47.14 %
Tlaxcala	56.51 %	50.59 %	50.16 %	54.30 %
Veracruz	62.15 %	55.45 %	53.19 %	55.23 %
Yucatán	42.54 %	40.12 %	40.76 %	45.44 %
Zacatecas	57.89 %	52.36 %	52.16 %	53.57 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de promedio simple.

Tabla 3.3: Índice de precariedad por análisis de componentes principales (PCA) según entidad federativa y grupos de edad

Entidad	20-29	30-39	40-49	50-65
Aguascalientes	48.33 %	42.38 %	41.74 %	45.64 %
Baja California	48.31 %	40.99 %	39.48 %	40.70 %
Baja California Sur	53.53 %	49.61 %	49.57 %	53.57 %
Campeche	66.40 %	56.81 %	53.84 %	55.55 %
Chiapas	57.07 %	50.69 %	48.95 %	50.93 %
Chihuahua	61.75 %	51.14 %	47.65 %	47.72 %
Ciudad de México	64.41 %	57.99 %	56.07 %	59.87 %
Coahuila	62.44 %	54.15 %	50.35 %	51.84 %
Colima	46.87 %	40.91 %	40.66 %	43.83 %
Durango	55.75 %	44.66 %	42.66 %	47.31 %
Estado de México	46.81 %	42.62 %	41.06 %	43.70 %
Guanajuato	36.99 %	33.80 %	32.80 %	35.91 %
Guerrero	38.55 %	34.55 %	34.48 %	37.94 %
Hidalgo	67.39 %	53.75 %	49.45 %	52.50 %
Jalisco	63.71 %	55.71 %	52.90 %	54.67 %
Michoacán	46.76 %	42.92 %	42.72 %	45.85 %
Morelos	50.84 %	42.72 %	40.79 %	45.28 %
Nayarit	47.27 %	41.03 %	39.11 %	44.61 %
Nuevo León	40.25 %	34.49 %	35.32 %	40.50 %
Oaxaca	54.60 %	46.00 %	42.85 %	44.91 %
Puebla	41.81 %	36.78 %	36.98 %	42.40 %
Querétaro	69.96 %	62.18 %	59.48 %	63.24 %
Quintana Roo	44.63 %	37.29 %	36.00 %	40.62 %
San Luis Potosí	57.55 %	50.47 %	49.77 %	53.56 %
Sinaloa	54.82 %	46.70 %	44.88 %	48.51 %
Sonora	57.80 %	45.93 %	40.89 %	42.64 %
Tabasco	55.74 %	44.22 %	41.78 %	44.64 %
Tamaulipas	34.18 %	30.55 %	31.18 %	36.54 %
Tlaxcala	53.79 %	45.55 %	44.56 %	49.99 %
Veracruz	60.78 %	51.03 %	47.11 %	50.46 %
Yucatán	34.44 %	29.99 %	29.74 %	34.18 %
Zacatecas	53.35 %	45.26 %	44.05 %	45.29 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de componentes principales (PCA).

Tabla 3.4: Índice de precariedad por lógica difusa según entidad federativa y grupos de edad

Entidad	20-29	30-39	40-49	50-65
Aguascalientes	60.90 %	58.77 %	60.22 %	65.13 %
Baja California	59.40 %	56.34 %	56.92 %	60.56 %
Baja California Sur	63.14 %	62.02 %	63.67 %	67.82 %
Campeche	71.58 %	67.16 %	66.92 %	69.71 %
Chiapas	67.93 %	65.42 %	65.75 %	68.64 %
Chihuahua	66.14 %	60.94 %	60.38 %	62.66 %
Ciudad de México	72.09 %	69.95 %	70.41 %	73.45 %
Coahuila	66.91 %	62.93 %	62.04 %	65.41 %
Colima	60.65 %	58.79 %	60.20 %	64.08 %
Durango	63.07 %	57.34 %	57.69 %	62.60 %
Estado de México	61.86 %	61.29 %	62.16 %	66.59 %
Guanajuato	53.64 %	53.25 %	54.18 %	58.50 %
Guerrero	54.49 %	54.02 %	55.36 %	59.30 %
Hidalgo	72.02 %	66.62 %	66.17 %	70.47 %
Jalisco	70.24 %	66.88 %	66.91 %	69.81 %
Michoacán	58.76 %	57.60 %	58.90 %	63.36 %
Morelos	62.13 %	59.29 %	60.11 %	65.74 %
Nayarit	58.67 %	55.45 %	55.71 %	60.18 %
Nuevo León	54.60 %	52.37 %	54.49 %	59.44 %
Oaxaca	62.26 %	58.54 %	58.16 %	61.71 %
Puebla	56.18 %	54.45 %	56.02 %	61.03 %
Querétaro	71.60 %	67.78 %	67.56 %	71.22 %
Quintana Roo	56.08 %	52.87 %	54.02 %	58.91 %
San Luis Potosí	65.90 %	63.22 %	64.19 %	67.66 %
Sinaloa	63.54 %	60.10 %	60.75 %	65.35 %
Sonora	66.19 %	60.41 %	59.91 %	64.94 %
Tabasco	63.74 %	58.16 %	58.25 %	62.68 %
Tamaulipas	50.51 %	49.45 %	51.31 %	57.19 %
Tlaxcala	61.88 %	58.05 %	58.79 %	63.75 %
Veracruz	67.14 %	62.80 %	62.19 %	66.18 %
Yucatán	51.68 %	50.61 %	52.28 %	57.41 %
Zacatecas	65.19 %	61.83 %	62.40 %	64.90 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de lógica difusa.

Análisis desagregado por nivel educativo

Las Tablas 3.5 a 3.7 revelan un gradiente educativo claro dentro de Hidalgo, consistente con el patrón nacional pero con valores sistemáticamente más altos en todos los niveles. Bajo promedio simple (Tabla 3.5), la secuencia es: primaria (67.82 %), secundaria (64.70 %), preparatoria (56.12 %) y universidad (41.97 %). La diferencia entre primaria y universidad es de 25.85 puntos en Hidalgo, comparable a la diferencia nacional de 25.2 puntos (Tabla 2.11). Esto indica que el gradiente educativo opera con la misma intensidad en el estado que en el promedio nacional, aunque desplazado hacia niveles más altos de precariedad en todos los estratos.

El PCA (Tabla 3.6) produce la gradiente más pronunciada: primaria (83.01 %), secundaria (67.83 %), preparatoria (51.15 %) y universidad (31.92 %), una diferencia de 51.09 puntos entre los extremos. Esta amplificación refleja que las variables de mayor peso en el componente principal (informalidad, prestaciones) presentan varianza muy alta entre niveles educativos en Hidalgo, donde la diferencia en tasas de informalidad entre trabajadores con primaria y universitarios es especialmente pronunciada (en la muestra nacional, la brecha es de 79.5 % a 33.56 %, Tabla 2.9).

La lógica difusa (Tabla 3.7) produce el resultado más informativo respecto a los universitarios de Hidalgo: con un índice de 53.84 %, estos trabajadores exhiben una precariedad media-alta incluso con el nivel educativo más alto. Esto significa que, a diferencia de lo que ocurre en estados con mercados laborales más desarrollados, la educación superior en Hidalgo no garantiza acceso a condiciones de trabajo claramente por encima del umbral de precariedad. Una proporción significativa de universitarios en el estado combina ingresos relativamente mejores con condiciones contractuales e institucionales que el sistema difuso clasifica como moderadamente precarias.

Tabla 3.5: Índice de precariedad por promedio simple según entidad federativa y nivel educativo

Entidad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
Aguascalientes	63.64 %	53.68 %	46.99 %	39.97 %
Baja California	60.95 %	53.87 %	47.09 %	36.32 %
Baja California Sur	64.56 %	56.90 %	49.88 %	41.12 %
Campeche	66.13 %	64.06 %	56.54 %	41.38 %
Chiapas	68.40 %	60.10 %	52.05 %	42.56 %
Chihuahua	67.79 %	59.84 %	50.32 %	37.07 %
Ciudad de México	70.99 %	64.74 %	54.81 %	45.10 %
Coahuila	70.73 %	64.26 %	53.58 %	40.63 %
Colima	59.72 %	51.61 %	45.53 %	38.06 %
Durango	63.90 %	58.79 %	50.83 %	36.14 %
Estado de México	61.65 %	51.79 %	46.53 %	42.14 %
Guanajuato	55.91 %	43.35 %	40.06 %	37.58 %
Guerrero	54.10 %	46.43 %	42.41 %	36.42 %
Hidalgo	67.82 %	64.70 %	56.12 %	41.97 %
Jalisco	69.93 %	62.93 %	55.70 %	45.10 %
Michoacán	61.11 %	52.08 %	45.09 %	39.02 %
Morelos	63.64 %	52.11 %	46.43 %	38.52 %
Nayarit	60.68 %	52.65 %	47.47 %	36.29 %
Nuevo León	58.36 %	47.48 %	41.82 %	35.15 %
Oaxaca	67.34 %	60.64 %	50.44 %	38.38 %
Puebla	60.81 %	49.54 %	42.60 %	36.13 %
Querétaro	73.06 %	67.10 %	58.52 %	45.89 %
Quintana Roo	57.08 %	49.05 %	43.34 %	35.63 %
San Luis Potosí	67.89 %	59.95 %	51.44 %	39.66 %
Sinaloa	65.80 %	57.35 %	50.27 %	40.31 %
Sonora	66.04 %	59.33 %	50.53 %	38.21 %
Tabasco	64.48 %	59.23 %	50.22 %	37.43 %
Tamaulipas	56.29 %	42.99 %	38.42 %	34.45 %
Tlaxcala	65.02 %	56.39 %	49.45 %	38.27 %
Veracruz	67.23 %	63.65 %	55.20 %	38.45 %
Yucatán	53.82 %	42.38 %	38.31 %	33.83 %
Zacatecas	65.98 %	59.44 %	51.07 %	43.41 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de promedio simple, por nivel educativo.

Tabla 3.6: Índice de precariedad por análisis de componentes principales (PCA) según entidad federativa y nivel educativo

Entidad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
Aguascalientes	63.83 %	47.40 %	37.69 %	28.39 %
Baja California	61.12 %	47.67 %	38.26 %	26.92 %
Baja California Sur	66.88 %	53.16 %	42.57 %	30.30 %
Campeche	80.69 %	68.19 %	53.33 %	32.91 %
Chiapas	74.22 %	57.92 %	44.75 %	31.34 %
Chihuahua	77.76 %	60.69 %	44.28 %	27.48 %
Ciudad de México	82.03 %	68.13 %	49.90 %	34.81 %
Coahuila	80.56 %	65.14 %	48.41 %	32.00 %
Colima	61.34 %	46.87 %	37.29 %	26.28 %
Durango	70.41 %	58.25 %	44.57 %	26.85 %
Estado de México	63.85 %	46.10 %	37.26 %	29.36 %
Guanajuato	52.78 %	34.91 %	30.06 %	25.86 %
Guerrero	49.73 %	37.34 %	32.08 %	24.38 %
Hidalgo	83.01 %	67.83 %	51.15 %	31.92 %
Jalisco	79.44 %	62.74 %	49.94 %	35.38 %
Michoacán	62.75 %	47.47 %	37.85 %	29.58 %
Morelos	68.46 %	47.36 %	38.96 %	28.02 %
Nayarit	62.54 %	48.56 %	40.33 %	26.27 %
Nuevo León	57.99 %	41.08 %	32.43 %	23.91 %
Oaxaca	73.37 %	58.56 %	42.56 %	27.77 %
Puebla	60.51 %	42.49 %	33.19 %	25.60 %
Querétaro	84.40 %	71.05 %	56.32 %	38.19 %
Quintana Roo	56.74 %	44.00 %	35.49 %	26.04 %
San Luis Potosí	76.91 %	58.90 %	44.66 %	28.93 %
Sinaloa	69.28 %	52.07 %	41.73 %	30.10 %
Sonora	69.79 %	55.86 %	42.71 %	28.69 %
Tabasco	69.89 %	56.04 %	42.13 %	27.85 %
Tamaulipas	51.39 %	33.91 %	28.17 %	22.75 %
Tlaxcala	69.04 %	53.70 %	42.73 %	28.60 %
Veracruz	80.45 %	64.94 %	49.22 %	28.84 %
Yucatán	49.81 %	32.29 %	27.28 %	22.17 %
Zacatecas	69.30 %	56.11 %	42.69 %	31.74 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de componentes principales (PCA), por nivel educativo.

Tabla 3.7: Índice de precariedad por lógica difusa según entidad federativa y nivel educativo

Entidad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
Aguascalientes	70.06 %	61.63 %	57.88 %	52.68 %
Baja California	68.05 %	60.66 %	55.74 %	47.14 %
Baja California Sur	70.38 %	64.09 %	59.96 %	54.57 %
Campeche	77.36 %	71.69 %	65.08 %	52.98 %
Chiapas	75.56 %	68.99 %	63.71 %	56.96 %
Chihuahua	73.62 %	66.40 %	58.58 %	47.00 %
Ciudad de México	79.17 %	74.27 %	67.87 %	61.41 %
Coahuila	75.79 %	68.86 %	60.87 %	50.63 %
Colima	69.05 %	62.18 %	57.60 %	51.90 %
Durango	70.66 %	65.03 %	58.54 %	45.81 %
Estado de México	71.43 %	62.77 %	59.31 %	56.98 %
Guanajuato	63.90 %	54.08 %	51.33 %	50.89 %
Guerrero	62.08 %	55.98 %	53.15 %	49.19 %
Hidalgo	78.22 %	72.49 %	65.13 %	53.84 %
Jalisco	77.07 %	70.28 %	64.60 %	57.29 %
Michoacán	68.42 %	60.49 %	55.09 %	50.08 %
Morelos	72.74 %	62.19 %	57.56 %	51.65 %
Nayarit	66.80 %	60.40 %	56.35 %	47.29 %
Nuevo León	64.98 %	56.49 %	52.74 %	47.92 %
Oaxaca	71.78 %	65.19 %	57.33 %	48.39 %
Puebla	67.27 %	58.21 %	53.11 %	48.21 %
Querétaro	77.63 %	72.15 %	66.37 %	56.55 %
Quintana Roo	63.75 %	57.25 %	53.15 %	47.24 %
San Luis Potosí	74.82 %	67.42 %	61.23 %	52.62 %
Sinaloa	72.23 %	63.22 %	57.39 %	49.62 %
Sonora	73.32 %	66.69 %	59.94 %	50.68 %
Tabasco	72.05 %	65.01 %	57.18 %	46.57 %
Tamaulipas	62.68 %	52.07 %	48.57 %	45.71 %
Tlaxcala	69.91 %	62.94 %	58.04 %	49.41 %
Veracruz	76.69 %	69.62 %	61.63 %	47.28 %
Yucatán	63.25 %	52.45 %	49.27 %	46.54 %
Zacatecas	72.51 %	67.44 %	61.46 %	55.93 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de lógica difusa, por nivel educativo.

Intersección edad-educación: patrones no lineales

Las Tablas 3.8 a 3.10 presentan los índices desagregados simultáneamente por grupo de edad y nivel educativo para Hidalgo. Este cruce revela dinámicas que no son visibles en los análisis marginales.

Bajo promedio simple (Tabla 3.8), la precariedad de los trabajadores de primaria en Hidalgo varía muy poco con la edad (73.31 % en 20-29 vs. 65.09 % en 50-65 años), lo que confirma la hipótesis de precariedad estructural persistente: independientemente de cuánto tiempo lleven en el mercado laboral, los trabajadores hidalguenses con primaria mantienen condiciones de precariedad alta y relativamente estables. En contraste, la variación por edad es mucho más pronunciada para los trabajadores universitarios (53.11 % en 20-29 vs. 37.67 % en 50-65), lo que indica que para este grupo la experiencia laboral sí actúa como factor reductor de precariedad, aunque sin eliminarla completamente.

Tabla 3.8: Índice de precariedad por promedio simple en Hidalgo según grupos de edad y nivel educativo

Grupo de edad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
20-29 años	73.31 %	69.91 %	65.76 %	53.11 %
30-39 años	69.71 %	64.89 %	54.26 %	42.34 %
40-49 años	67.65 %	61.46 %	47.88 %	37.28 %
50-65 años	65.09 %	59.15 %	47.61 %	37.67 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de promedio simple para el estado de Hidalgo.

El PCA (Tabla 3.9) amplifica este patrón de manera notable: para el grupo de 20-29 años con primaria el valor es 86.55 %, mientras que para 50-65 con universidad es 24.64 %. La caída de 61.91 puntos entre estos dos extremos contrasta con la caída de solo 29.66 puntos que muestra el promedio simple (Tabla 3.8, 73.31 % vs. 37.67 %) para los mismos grupos. Esta diferencia entre métodos no es aleatoria: el PCA amplifica la varianza porque las dimensiones de mayor peso (informalidad, prestaciones) presentan la mayor variabilidad precisamente en los extremos de la distribución educativa y etaria.

Tabla 3.9: Índice de precariedad por análisis de componentes principales (PCA) en Hidalgo según grupos de edad y nivel educativo

Grupo de edad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
20-29 años	86.55 %	75.55 %	66.32 %	48.23 %
30-39 años	84.94 %	69.15 %	47.65 %	32.30 %
40-49 años	83.10 %	61.93 %	37.04 %	24.86 %
50-65 años	80.80 %	57.00 %	34.51 %	24.64 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de componentes principales (PCA) para el estado de Hidalgo.

Bajo lógica difusa (Tabla 3.10), el grupo de 20-29 años con primaria registra el valor más alto (79.79 %) y el grupo de 40-49 con universidad el más bajo (50.13 %). Pero la dinámica más relevante no es la de los extremos sino la de los grupos intermedios. En el nivel universitario,

la precariedad sigue una trayectoria en forma de ‘U’ a lo largo del ciclo de vida: 62.86 % en 20-29 años, mínimo en 40-49 (50.13 %) y repunte en 50-65 (53.82 %). Esta forma de U tiene una interpretación económica: los trabajadores universitarios jóvenes enfrentan alta precariedad en la inserción laboral, mejoran sus condiciones en la etapa productiva madura (30-49 años) cuando consolidan empleos estables, pero experimentan un deterioro en la etapa final de su vida laboral (50-65 años) posiblemente asociado a desplazamiento hacia la informalidad, obsolescencia de habilidades o pérdida de empleos formales sin posibilidad de re-inserción equivalente.

Tabla 3.10: Índice de precariedad por lógica difusa en Hidalgo según grupos de edad y nivel educativo

Grupo de edad	Primaria	Secundaria	Preparatoria	Universidad
20-29 años	79.79 %	75.77 %	71.75 %	62.86 %
30-39 años	78.60 %	73.06 %	64.24 %	53.60 %
40-49 años	78.19 %	71.09 %	59.91 %	50.13 %
50-65 años	78.57 %	71.34 %	61.04 %	53.82 %

Nota: Valores expresados como porcentaje de trabajadores en situación de precariedad según el índice de lógica difusa para el estado de Hidalgo.

El caso de Hidalgo ilustra cuatro lecciones generales sobre la medición de la precariedad laboral. Primera, la convergencia en el ordenamiento entre métodos (los tres sitúan a Hidalgo entre las entidades más precarias) da robustez al diagnóstico cualitativo. Segunda, la divergencia en la magnitud entre métodos (12 puntos de diferencia entre lógica difusa y PCA) contiene información sustantiva sobre la naturaleza de la precariedad: la lógica difusa es más sensible a la acumulación simultánea de carencias, mientras que el PCA es más sensible a la varianza estructural de las dimensiones. Tercera, el análisis desagregado revela que la alta precariedad de Hidalgo es transversal, es decir, afecta a todos los grupos de edad y niveles educativos, pero con concentraciones específicas en jóvenes con baja escolaridad y adultos mayores en todos los niveles educativos. Cuarta, los universitarios de Hidalgo exhiben una precariedad media-alta (53.84 % bajo lógica difusa) que es significativamente mayor que la de sus contrapartes en estados con mercados laborales más consolidados, lo que sugiere que el efecto protector de la educación superior sobre las condiciones laborales opera de manera heterogénea en el territorio nacional.

Capítulo 4

Conclusiones

En este trabajo se construyeron tres medidas de precariedad laboral a partir de seis dimensiones relacionadas con las condiciones del empleo: trabajo informal, afiliación sindical, acceso a prestaciones laborales, tipo de contrato, jornada laboral e ingreso laboral. Los tres índices: promedio simple, análisis de componentes principales y lógica difusa, difieren en los supuestos que cada metodología impone sobre la estructura del fenómeno: el primero asigna igual peso a cada dimensión; el segundo extrae ponderaciones endógenas a partir de la varianza conjunta de los datos; el tercero modela la precariedad como un fenómeno continuo y acumulativo mediante grados de pertenencia. En términos agregados, las tres metodologías capturan patrones temporales similares cuando se analizan las series indexadas al año base 2007. En particular, se observa un incremento de la precariedad hasta aproximadamente 2010, seguido de fluctuaciones y una relativa estabilización en los años posteriores. Este comportamiento es consistente a través de los distintos grupos de edad y niveles educativos, lo que sugiere la existencia de dinámicas macroeconómicas que afectan transversalmente las condiciones de empleo en México con independencia del método de medición.

El análisis por periodos presidenciales añade una dimensión temporal a ese diagnóstico. El primer periodo (2007–2012) concentra el deterioro más pronunciado en prácticamente todos los grupos, coherente con el impacto de la crisis económica de 2008–2009 y con una recuperación que benefició en mayor medida al empleo informal de subsistencia que al formal. El segundo periodo (2013–2018) muestra una relativa estabilización, asociada a las reformas laborales de 2012 y las políticas de formalización del mercado de trabajo implementadas en ese lapso, aunque sin revertir el deterioro acumulado. El tercer periodo (2019–2025) presenta un repunte secundario especialmente pronunciado en trabajadores jóvenes y con mayor nivel educativo, que coincide con el impacto de la pandemia de COVID-19 en 2020–2021 y con la expansión de modalidades de contratación atípica en la recuperación posterior. Es importante subrayar que estas observaciones son de carácter descriptivo: documentan coincidencias temporales entre cambios de administración y trayectorias de los índices, pero no permiten establecer relaciones causales entre políticas específicas y niveles de precariedad.

Al analizar las trayectorias por grupos de edad y nivel educativo, se identifican diferencias re-

levantes en el ordenamiento y la variabilidad de los índices. En los grupos más jóvenes (20–29 y 30–39 años), los métodos difieren con mayor frecuencia tanto en la jerarquía de los niveles educativos como en la volatilidad de las series. En los grupos de mayor edad (40–49 y 50–65 años), los resultados convergen con mayor claridad: la elección metodológica afecta la magnitud de los índices, pero no su ordenamiento relativo. En ese extremo convergente los tres métodos coinciden en un resultado que merece atención: el nivel de preparatoria exhibe el mayor deterioro relativo acumulado desde 2007, por encima incluso de los trabajadores con secundaria. La explicación estructural más consistente con los datos es la doble competencia que enfrentan estos trabajadores, que por lo general son desplazados hacia arriba por los universitarios en el acceso a empleos formales del sector servicios, y hacia abajo por los trabajadores con secundaria en empleos industriales, en un mercado donde la credencial de bachillerato ha perdido valor señalizador de forma acumulativa. El análisis por nivel educativo confirma también que los trabajadores universitarios no están exentos de precariedad: en el tercer periodo los tres índices registran un repunte de magnitud comparable al del primero para los grupos de 20–39 años, consistente con el impacto del cierre económico por COVID-19 y la expansión del trabajo por plataformas en la recuperación.

El análisis regional de Hidalgo ilustra cómo los tres métodos reaccionan ante condiciones estructurales específicas. Los valores estimados (59.55 % bajo promedio simple, 57.74 % bajo PCA y 69.71 % bajo lógica difusa) ubican al estado entre las cinco entidades con mayor precariedad del país en los tres criterios. La diferencia de casi doce puntos entre ambos extremos tiene una explicación precisa: en Hidalgo, la informalidad alcanza el 69.28 %, lo que reduce su varianza interna y, con ello, su capacidad discriminante bajo la lógica del PCA; la lógica difusa, en cambio, es sensible a la acumulación simultánea de carencias con independencia de su varianza. Esta divergencia no es un defecto de medición sino una propiedad matemática de cada método que, leída correctamente, aporta información sustantiva sobre la naturaleza del fenómeno.

El cruce entre edad y educación en Hidalgo revela una dinámica que los análisis marginales no capturan. Los trabajadores universitarios del estado exhiben una trayectoria de precariedad en forma de U a lo largo del ciclo de vida: valores altos en la etapa de inserción (20–29 años), un mínimo en la etapa productiva madura (40–49 años) y un repunte en la etapa final (50–65 años). Esta forma es consistente con la escasez de empleos formales de alta calificación en el estado, que hace precaria la inserción inicial; con la consolidación parcial que permite la experiencia acumulada; y con el deterioro posterior asociado al desplazamiento hacia la informalidad o la obsolescencia de habilidades. El resultado más sobresaliente del análisis regional es que los trabajadores universitarios de Hidalgo registran un índice de precariedad difusa de 53.84 %, significativamente por encima del promedio nacional para ese nivel educativo (51.76 %), lo que sugiere que la educación superior en el estado opera como factor protector parcial, no como garantía de condiciones de trabajo adecuadas.

En términos metodológicos, los resultados permiten una lectura de la relación entre métodos que va más allá de la simple comparación de magnitudes. La convergencia entre índices otorga robustez al diagnóstico: cuando los tres coinciden (en el ordenamiento de Hidalgo entre las entidades más precarias, en el gradiente decreciente con el nivel educativo, en el incremento del

primer periodo) el resultado es independiente de los supuestos de agregación. La divergencia, por su parte, es también informativa: señala con precisión qué dimensión del fenómeno está siendo capturada de manera diferencial. El promedio simple resulta más adecuado cuando se busca transparencia e interpretabilidad directa; el PCA, cuando el objetivo es identificar la estructura de correlación entre dimensiones a nivel nacional; y la lógica difusa, cuando se quiere modelar la acumulación gradual y simultánea de carencias, especialmente en contextos de alta prevalencia estructural. En ningún caso uno de los tres índices domina a los otros en todos los criterios relevantes: la complementariedad entre ellos, y no la elección de uno solo, es la contribución metodológica central de esta tesis.

Tres limitaciones merecen señalarse, pues cada una abre una línea de trabajo. El análisis utiliza datos del primer trimestre de cada año, lo que puede introducir sesgo en sectores con alta estacionalidad, como pueden ser agricultura y turismo, ambos relevantes en Hidalgo, cuyas condiciones laborales difieren del promedio anual; replicar el ejercicio con las cuatro ondas trimestrales de la ENOE permitiría evaluar la estabilidad estacional de los resultados. La aplicación del PCA a variables dicotómicas es discutible en términos formales, pues el método clásico supone variables de medición continua; aunque su pertinencia se respaldó con pruebas de adecuación muestral, el uso de correlaciones policóricas constituye una alternativa más rigurosa que podría modificar los pesos del componente principal, especialmente para las variables de menor varianza como la afiliación sindical y las horas trabajadas. Por último, las decisiones de diseño del sistema difuso, es decir, funciones de pertenencia, operadores y consecuentes de las reglas, introducen subjetividad controlada que no ha sido sometida a análisis de sensibilidad formal; cuantificar en qué medida el ordenamiento de entidades y grupos demográficos es robusto a variaciones paramétricas permitiría distinguir resultados sólidos de resultados contingentes a esas decisiones.

El uso complementario de herramientas del análisis estadístico multivariado y de la lógica difusa permite construir indicadores que no solo sintetizan la información disponible, sino que también hacen visibles las tensiones entre supuestos metodológicos. En un contexto donde México carece de una medición institucional oficial de la precariedad laboral, el marco propuesto aquí ofrece una base reproducible y analíticamente fundamentada para avanzar en esa dirección. La convergencia entre métodos en los patrones cualitativos centrales da solidez al diagnóstico; su divergencia en los matices cuantitativos revela qué aspectos del fenómeno cada metodología está equipada para capturar. Leer esa divergencia como información, y no como inconsistencia, es el argumento que atraviesa este trabajo de principio a fin.

Capítulo 5

Referencias

- Blanco, Osvaldo y Julián, Dasten (2019). “Una tipología de precariedad laboral para Chile: la precariedad como fenómeno transclasista”. En: *Revista Latinoamericana de Estudios del Trabajo*.
- Escoto Castillo, Ana Ruth (2010). “Precariedad laboral y juvenil en El Salvador, 2003–2007”. Tesis de maestría. México: Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales.
- García Guzmán, Brígida (2009). “Los mercados de trabajo urbanos de México a principios del siglo XXI”. En: *Revista Mexicana de Sociología* 71.1, págs. 5-46.
- Hotelling, Harold (1933). “Analysis of a complex of statistical variables into principal components”. En: *Journal of Educational Psychology* 24.6, págs. 417-441. DOI: 10.1037/h0071325.
- Johnson, Richard A. y Wichern, Dean W. (2007). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 6.ª ed. Pearson Prentice Hall.
- Jolliffe, Ian T. (2002). *Principal Component Analysis*. 2.ª ed. Springer Series in Statistics. Springer. DOI: 10.1007/b98835.
- Klir, George J. y Yuan, Bo (1995). *Fuzzy Sets and Fuzzy Logic: Theory and Applications*. Prentice Hall.
- Marsi, Luca (2011). “Precariedad laboral y pobreza: los límites de la ciudadanía en la sociedad neoliberal”. En: *Historia Actual Online* 24, págs. 139-152.
- Montoya, María V. (2009). “Condiciones laborales de los profesionales en la Ciudad de México en 1997 y 2004”. Tesis doct. México: Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales.
- Recio, Albert (2007). “Precariedad laboral: del neoliberalismo a la búsqueda de un modelo alternativo”. En: *Departamento de Economía Aplicada, Universidad Autónoma de Barcelona*.
- Ross, Timothy J. (2010). *Fuzzy Logic with Engineering Applications*. 3.ª ed. Wiley.

-
- Salas, Minor Mora (2005). "Ajuste y empleo: notas sobre la precarización del empleo asalariado". En: *Revista de Ciencias Sociales* 2.108, págs. 27-39.
- Santillán Hernández, Alma Sofía et al. (2024). "Análisis de la precariedad laboral de los jóvenes universitarios según la carrera de egreso". En: *Acta Universitaria* 34.e4079, págs. 1-20. DOI: 10.15174/au.2024.4079.
- Suárez, María Josefa et al. (2005). "Principales características de la precarización laboral en el Gran La Plata. Período 2003–2004". En: *7.º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo. Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo*. Argentina.
- Zadeh, Lotfi A. (1965). "Fuzzy sets". En: *Information and Control* 8.3, págs. 338-353. DOI: 10.1016/S0019-9958(65)90241-X.
- Zimmermann, Hans-Jürgen (2001). *Fuzzy Set Theory and Its Applications*. 4.^a ed. Springer.

Apéndice A

Fundamentos matemáticos del sistema de inferencia difusa

A.1. Introducción y motivación

La lógica difusa constituye una de las dos herramientas matemáticas centrales de esta tesis. El Capítulo 1 presentó su marco teórico general: la noción de conjunto difuso (Zadeh, 1965), los principales tipos de funciones de pertenencia y el proceso de fusificación y defusificación. El objetivo de este apéndice es complementar esa exposición en cuatro direcciones: (i) precisar los operadores difusos utilizados en la implementación real; (ii) documentar con exactitud las funciones de pertenencia y la justificación de cada umbral; (iii) exponer de forma completa el sistema de reglas; y (iv) trazar un ejemplo numérico paso a paso que muestre cómo el sistema transforma valores observables en el índice continuo de precariedad. Estos cuatro elementos hacen el modelo matemáticamente reproducible y susceptible de evaluación crítica.

El sistema se implementó en Python mediante la librería *scikit-fuzzy* (*skfuzzy*), que proporciona una interfaz orientada a objetos para sistemas de inferencia difusa de tipo Mamdani. La elección de esta arquitectura responde a que cada regla tiene una lectura lingüística directa y a que la defusificación por centroide, la cual es implementada de forma nativa por *skfuzzy* produce índices continuos con propiedades de estabilidad bien documentadas (Ross, 2010). El sistema se organiza en dos subconjuntos de reglas que se ejecutan por separado y cuyos resultados se integran posteriormente en el análisis estadístico en Stata.

A.2. Operadores difusos: especificación e implementación

La librería *scikit-fuzzy* implementa por defecto el sistema de inferencia de Mamdani con tres operadores que determinan el comportamiento del sistema. Estos operadores no se configuran de forma explícita en el código: *skfuzzy* los aplica internamente al evaluar cada objeto *ctrl.Rule* y al

ejecutar `ControlSystemSimulation.compute()`. La Tabla A.1 especifica los tres operadores junto con su expresión matemática y su función dentro del sistema.

Tabla A.1: Operadores difusos implementados por scikit-fuzzy en el sistema de inferencia

Operador	Nombre formal	Expresión / implementación scikit-fuzzy	Rol en el sistema
AND (conjunción)	Mínimo de Mamdani (T-norma por defecto)	$\text{np.fmin}(\mu_A, \mu_B)$	Combinar premisas dentro de cada regla
OR (disyunción)	Máximo estándar (T-conorma por defecto)	$\text{np.fmax}(\mu_A, \mu_B)$	Agregar conjuntos de salida de reglas activas
Implicación	Recorte de Mamdani (mínimo)	$\text{np.fmin}(\alpha, \mu_{\text{salida}}(y))$	Cortar el conjunto de salida al nivel α
Defusificación	Centroide (center of gravity)	$\int y \mu(y) dy / \int \mu(y) dy$	Producir el valor numérico final del índice

Nota: Los nombres de las funciones NumPy corresponden a la implementación interna de skfuzzy.

A.2.1. T-norma: mínimo de Mamdani

La T-norma es el operador que combina las premisas dentro de cada regla (el conectivo ‘Y’ o & en la sintaxis de skfuzzy). Formalmente, una T-norma $T : [0, 1] \times [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ debe satisfacer conmutatividad, asociatividad, elemento neutro $T(a, 1) = a$ y monotonía. El mínimo de Mamdani satisface todas estas propiedades y es el más conservador: el grado de activación de una regla con múltiples premisas queda determinado por la premisa más débil.

$$\alpha = T_{\min}(\mu_A(x), \mu_B(x)) = \min(\mu_A(x), \mu_B(x))$$

En términos sustantivos, esto significa que si un trabajador es ‘muy informal’ ($\mu = 1$) pero solo ‘parcialmente sin sindicato’ ($\mu = 0.6$), la regla que requiere ambas condiciones se activa con grado 0.6, no con el promedio de ambos. Esta propiedad hace que el sistema sea exigente: una carencia parcial no puede ser compensada por otra carencia plena, lo que es coherente con la idea de que la precariedad requiere la acumulación efectiva de condiciones desfavorables.

A.2.2. T-conorma: máximo estándar

La **T-conorma** opera en la etapa de agregación: cuando múltiples reglas activan el mismo conjunto de salida (o conjuntos solapados), sus contribuciones se combinan tomando el máximo punto a punto sobre el universo de discurso de salida $[0, 100]$:

$$\mu_{\text{agg}}(y) = \max(\mu_{B1}(y), \mu_{B2}(y), \dots, \mu_{BR}(y))$$

En la práctica, cuando varias reglas apuntan al mismo consecuente (por ejemplo, las reglas *rule23* y *rule24* del *Subconjunto II*, que ambas tienen como consecuente *precariedad*['media alta']), sus conjuntos de salida recortados se superponen y el máximo de ambos determina la contribución final de ese nivel al conjunto agregado.

A.2.3. Defusificación: centroide (center of gravity)

La defusificación convierte el conjunto difuso agregado $\mu_{agg}(y)$ en un valor numérico preciso. *scikit - fuzzy* utiliza el método del centroide, que calcula el centro de masa del área bajo la curva de pertenencia agregada sobre el universo de salida:

$$\text{Índice}^{(3)} = \frac{\int y \cdot \mu_{agg}(y) dy}{\int \mu_{agg}(y) dy}$$

donde la integración se realiza numéricamente sobre el universo de salida discretizado, definido en el código como *np.linspace(0,101,1000)*, es decir, 1,000 puntos equiespaciados en $[0, 101]$ con paso ≈ 0.101 . El uso de *linspace* en lugar de *arange* garantiza que el punto 101 esté incluido en el universo, lo que evita truncar la función de pertenencia ‘muy alta’ (cuyo soporte llega a 100). A diferencia de la defusificación por centro de área (COA) descrita en la sección 1.3.5 de la tesis, que aproxima el centroide mediante masas puntuales, el centroide continuo de *scikit - fuzzy* integra sobre la totalidad de la curva agregada, lo que produce valores más suaves y es numéricamente exacto en el límite de la discretización.

A.3. Funciones de pertenencia: especificación y justificación

Las funciones de pertenencia traducen los valores observados de cada variable en grados de pertenencia entre 0 y 1. Su elección, tanto en forma funcional como en parámetros, es una de las decisiones de diseño más importantes del sistema, pues determina qué rangos de valores se clasifican como ‘bajos’, ‘normales’ o ‘altos’. En este trabajo se utilizaron tres tipos de funciones de pertenencia para las variables de entrada continuas (*trapmf*, *gbellmf*, *sigmf*) y funciones triangulares simples (*trimf*) para las variables dicotómicas y la variable de salida. La selección de la forma funcional en cada caso responde a las características de la distribución observada de cada variable.

Nótese que la variable de salida utiliza exclusivamente funciones triangulares (*trimf*), lo que es una práctica estándar en sistemas Mamdani cuando la salida debe ser interpretable y los niveles deben estar claramente diferenciados. El solapamiento entre conjuntos adyacentes (por ejemplo, ‘alta’ cubre $[80,100]$ y ‘muy alta’ cubre $[90,100]$) garantiza que valores de activación intermedios produzcan índices de salida intermedios, preservando la continuidad del índice. Un aspecto técnico relevante concierne a la variable de ingreso: se utilizan tres formas funcionales distintas para sus tres conjuntos difusos. El conjunto ‘bajo’ usa una función trapezoidal (*trapmf*) con meseta en cero, apropiada para modelar un rango de ingresos donde la precariedad es máxima y no declina gradualmente. El conjunto ‘medio’ usa una campana generalizada (*gbellmf*) con parámetros

$[a = 3400, b = 3, c = 6794]$, donde c es el centro (media muestral = \$6,793), a controla el ancho y b controla la pendiente de la transición; el valor $b = 3$ produce flancos más pronunciados que una gaussiana ($b = 1$), lo que es adecuado para una distribución asimétrica como el ingreso laboral. El conjunto ‘alto’ usa una función sigmoide (`sigmf`) con punto de inflexión en el percentil 90 (\$14,662) y pendiente $a = 0.002$, que produce una transición gradual coherente con la dispersión alta de la cola superior del ingreso.

A.4. Sistema de reglas completo

El sistema de inferencia se organiza en dos subconjuntos de reglas que se implementan como dos objetos *ctrl.ControlSystem* independientes en *scikit-fuzzy*. Cada subconjunto se simula por separado y produce su propio índice de precariedad, que posteriormente se integra con el del otro subconjunto en el análisis estadístico. Esta arquitectura en dos etapas permite separar la contribución de las dimensiones institucionales (Subconjunto I) de la contribución de las dimensiones económicas continuas (Subconjunto II), facilitando la interpretación y el análisis de sensibilidad.

A.4.1. Subconjunto I: dimensiones institucionales (variables dicotómicas)

El Subconjunto I combina las cuatro variables institucionales: trabajo informal (*work_informal*), ausencia de prestaciones (*sin_prestacion*), contrato precario (*contrato*) y ausencia de afiliación sindical (*sindi*). Dado que cada variable toma valores en $\{0, 1\}$, el sistema genera $2^4 = 16$ combinaciones. La Tabla A.4 documenta las 16 reglas tal como aparecen en el código, con su lectura lingüística y el consecuente asociado.

Las reglas se formularon siguiendo un criterio monotónico estricto: a mayor acumulación de condiciones precarias, mayor nivel de precariedad en el consecuente. Este criterio garantiza la coherencia interna del sistema y facilita su validación: si una regla produjera un consecuente menor que otra con menos condiciones precarias, el sistema sería internamente inconsistente. La coherencia monotónica también es consistente con los resultados del PCA (Tabla 2.4), donde todas las cargas del primer componente son positivas, indicando que todas las dimensiones apuntan en la misma dirección. Un resultado que merece atención es la asimetría en el tratamiento de las cuatro variables. Compárense las reglas R3, R4 y R5: las tres tienen exactamente tres condiciones precarias y una no precaria, pero sus consecuentes son idénticos (‘moderadamente alta’). Sin embargo, la variable ‘ausente’ en cada caso es distinta: R3 no tiene contrato precario, R4 no tiene ausencia de prestaciones y R5 no es informal. Que las tres reglas produzcan el mismo nivel de precariedad refleja una decisión de diseño que trata las cuatro dimensiones con igual peso en este subconjunto, consistente con el espíritu del índice de promedio simple y contrastando con el PCA, donde informalidad, prestaciones y contrato tienen cargas sustancialmente más altas que sindicato.

A.4.2. Subconjunto II: dimensiones económicas (variables continuas)

El Subconjunto II combina ingreso laboral mensual real (*ing_lab*) y horas trabajadas semanales (*whrs*). Con tres conjuntos difusos por variable se generan $3 \times 3 = 9$ reglas. A diferencia del Subconjunto I, donde las variables son dicotómicas y las reglas se activan en mayor o menor grado dependiendo de cuán ‘yes’ o ‘no’ son las variables continuas subyacentes, en este subconjunto la fusificación produce directamente grados de pertenencia continuos, lo que hace que múltiples reglas se activen simultáneamente con distintos grados.

Un aspecto analíticamente relevante de este subconjunto es el tratamiento simétrico de la jornada corta (subocupación) y la jornada larga (sobreexplotación). La regla rule22 asigna a la combinación ‘salario bajo + jornada corta’ el nivel ‘moderadamente alta’, mientras que rule20 asigna a ‘salario bajo + jornada larga’ el nivel ‘muy alta’. Esto refleja una decisión conceptual: la sobreexplotación (bajo salario con muchas horas) se considera más precaria que la subocupación (bajo salario con pocas horas), porque en el segundo caso podría tratarse de una elección voluntaria. Esta asimetría no existe en el índice de promedio simple, donde ambas situaciones reciben el mismo valor de 1 en la dimensión de jornada, lo que constituye una diferencia sustantiva entre los dos métodos.

A.5. Ejemplo numérico trazado paso a paso

Para ilustrar el funcionamiento completo del sistema, se calcula el índice de precariedad para un trabajador hipotético con el siguiente perfil, representativo del trabajador informal modal en México según la muestra analizada:

Paso 1: Fusificación de las variables de entrada

Se evalúan las funciones de pertenencia de cada variable en su valor observado. Para las variables dicotómicas con valor 1, las funciones `trimf([0,1,1])` producen $\mu = 1$ directamente. Para las variables continuas:

Listing A.1: Fuzzificación para ingreso \$4,500

```
Ingreso ($4,500):
salario['bajo'] = trapmf(4500; [0, 0, 1000, 3640]) = 0.0000
                (4500 > d=3640: fuera del soporte del trapecio)
salario['medio'] = gbellmf(4500; a=3400, b=3, c=6794)
                 = 1 / (1 + |(4500-6794)/3400|^6) = 0.9138
salario['alto'] = sigmf(4500; c=14662, a=0.002) = 0.0000
                (valor muy por debajo del punto de inflexión 14,662)
```

Listing A.2: Fuzzificación para horas trabajadas (50 semanales)

```
Horas trabajadas (50 horas semanales):
jornada['corta'] = trimf(50; [1, 1, 25]) = 0.0000 (50 > c=25)
```

```
jornada['normal'] = trapmf(50; [20, 35, 48, 56])
                  = (56 - 50) / (56 - 48)          = 6/8   = 0.7500
jornada['larga']  = trapmf(50; [46, 56, 73, 73])
                  = (50 - 46) / (56 - 46)          = 4/10  = 0.4000
```

Nótese que $\mu_{normal}(50) + \mu_{larga}(50) = 0.75 + 0.40 = 1.15 > 1$. Esto es esperable con funciones trapezoidales: en la zona de solapamiento entre ‘normal’ y ‘larga’ (entre 46 y 56 horas), ambas funciones tienen valores positivos simultáneamente, y su suma puede superar 1. Esto no es un error: refleja que 50 horas pertenece simultáneamente a ambas categorías en diferentes grados, y la lógica difusa está diseñada precisamente para modelar esta ambigüedad.

Paso 2: Evaluación de reglas activas

Una regla se activa ($\alpha > 0$) si y solo si todos sus antecedentes tienen $\mu > 0$ para los valores de entrada del trabajador. Dadas las fusificaciones del Paso 1:

Listing A.3: Activación de reglas — Subconjunto I (una sola regla activa)

```
Subconjunto I - una sola regla se activa:
rule1: min(mu_inf(1), mu_prest(1), mu_cont(1), mu_sind(1))
      = min(1.0000, 1.0000, 1.0000, 1.0000) = 1.0000 -> muy alta

rules 2-16: todas tienen al menos una premisa 'no'
           con mu_no(1) = trimf(1; [0,0,1]) = 0 -> alfa = 0 (no se
           activan)
```

Listing A.4: Activación de reglas — Subconjunto II (dos reglas activas)

```
Subconjunto II - dos reglas se activan:
rule23 (medio & larga -> media alta):
      min(mu_medio(4500), mu_larga(50))
      = min(0.9138, 0.4000) = 0.4000

rule24 (medio & normal -> media alta):
      min(mu_medio(4500), mu_normal(50))
      = min(0.9138, 0.7500) = 0.7500

rules 20-22 (salario bajo): min(0.0000, *) = 0 -> no se activan
rules 26-28 (salario alto): min(0.0000, *) = 0 -> no se activan
```

Paso 3: Implicación y agregación

Para cada regla activa, *scikit – fuzzy* recorta el conjunto difuso de salida a la altura α (implicación de Mamdani). Los conjuntos recortados se agregan punto a punto mediante el máximo:

Listing A.5: Implicación difusa — Subconjunto I

```
Subconjunto I:
muy_alta recortada: mu(y) = min(1.0000, trimf(y; [90,100,100]))
                        = trimf(y; [90,100,100])  [el recorte en 1 no
                        modifica la forma]
```

Listing A.6: Implicación difusa y agregación — Subconjunto II

```
Subconjunto II (ambas reglas apuntan a media_alta, se toma el maximo):
media_alta recortada (rule23): mu(y) = min(0.4000, trimf(y; [50,60,80]))
media_alta recortada (rule24): mu(y) = min(0.7500, trimf(y; [50,60,80]))
Agregacion (fmax):          mu(y) = max(anterior1, anterior2)
                              = min(0.7500, trimf(y; [50,60,80]))
                              [rule24 domina en todos los puntos

]
```

Paso 4: Defusificación por centroide

Scikit – fuzzy calcula el centroide numéricamente sobre el universo $np.linspace(0, 101, 1000)$ para cada subconjunto por separado. El resultado para cada uno se calcula como:

$$\text{Índice} = \frac{\sum [y_i \cdot \mu_{agg}(y_i)]}{\sum \mu_{agg}(y_i)}$$

Listing A.7: Defuzzificación — Subconjunto I

```
Subconjunto I:
Conjunto agregado: muy_alta recortada a alfa=1.0
                  = trimf(y; [90, 100, 100])  [triangulo derecho]
Centroide (exacto analiticamente): 90 + (2/3)x10 = 96.67
-> Indice_1 = 96.67
```

Listing A.8: Defuzzificación — Subconjunto II

```
Subconjunto II:
Conjunto agregado: media_alta recortada a alfa=0.75
                  = min(0.75, trimf(y; [50, 60, 80]))
Centroide (numerico sobre linspace(0,101,1000)): 63.50
-> Indice_2 = 63.50
```

El índice final que se registra en la base de datos para este trabajador es el producido por cada subconjunto por separado (*precariedad_index* y *precariedad2_index*). El análisis estadístico posterior en Stata los combina para construir el índice compuesto reportado en la tesis. El perfil del trabajador hipotético refleja el escenario de mayor precariedad institucional (todos los indicadores dicotómicos en 1), lo que conduce a un índice del Subconjunto I de ≈ 96.67 . La situación

económica del Subconjunto II (ingreso moderado, jornada ligeramente excesiva) produce un índice de ≈ 63.50 , que representa precariedad económica media-alta pero no extrema. La diferencia entre ambos índices ilustra la complementariedad de los dos subconjuntos: el primero captura la dimensión institucional de la precariedad, el segundo la dimensión económica, y su combinación en el análisis ofrece un diagnóstico más completo que cualquiera de los dos por separado.

A.6. Conexión con el análisis empírico

El sistema de inferencia descrito en este apéndice fue aplicado a los registros de la muestra mediante el bucle *for index, row in df.iterrows()* que aparece en el código. Dada la envergadura de la muestra (más de 2.8 millones de observaciones), el procesamiento se realizó sobre una muestra estratificada (*mini_base.dta*) con únicamente las variables necesarias para la construcción del índice y los resultados se exportaron a Stata mediante *df.to_stata('data/output_index.dta')* para su integración con el resto del análisis. La distribución resultante del índice difuso (media = 61.29, desv. est. = 19.57, rango = [6.72, 95.36], Tabla 2.12) es coherente con el ejemplo trazado en la sección anterior: los valores extremos del índice corresponden a perfiles donde las condiciones de ambos subconjuntos son simultáneamente muy favorables o muy desfavorables. El hecho de que el máximo observado sea 95.36, y no 100, refleja que incluso el trabajador más precario de la muestra tiene algún grado de pertenencia a condiciones no completamente precarias en al menos una dimensión continua, lo que es una propiedad inherente al método del centroide.

Tres propiedades del sistema son especialmente relevantes para interpretar los resultados del Capítulo 3. Primero, el sistema es sensible a la acumulación institucional: un trabajador con las cuatro variables dicotómicas en 1 recibe automáticamente un índice del Subconjunto I cercano a 96, lo que explica por qué el índice difuso produce valores más altos que el promedio simple en contextos de alta informalidad estructural (como Hidalgo, sección 3.3). Segundo, el sistema captura interacciones no lineales entre ingreso y jornada: la combinación de salario bajo y jornada larga (*rule20*) produce ‘muy alta’, mientras que salario bajo con jornada normal (*rule21*) produce solo ‘alta’, una distinción que el promedio simple no puede hacer al tratar ambas situaciones con el mismo valor de 1 en la dimensión de jornada. Tercero, las funciones de pertenencia de tipo *gbellmf* y *sigmf* para el ingreso son más suaves que las triangulares, lo que reduce la sensibilidad del sistema a variaciones pequeñas alrededor de los umbrales y produce un índice más estable para ingresos cercanos a \$3,640 o \$14,662.

A.7. Nota sobre sensibilidad y limitaciones del diseño

Toda implementación de lógica difusa involucra decisiones de diseño que introducen subjetividad controlada. En este trabajo las principales decisiones fueron: (i) la elección de las formas funcionales (*trapmf*, *gbellmf*, *sigmf* para entradas continuas; *trimf* para dicotómicas y salida); (ii) los parámetros de cada función; (iii) los consecuentes asignados a cada regla; y (iv) la arqui-

tectura en dos subconjuntos separados. Cada una puede afectar los valores del índice, aunque el ordenamiento relativo entre grupos tiende a ser más robusto que los niveles absolutos.

La validación indirecta del diseño proviene de la convergencia observada entre los tres índices en los patrones centrales del análisis (Capítulo 3): los tres métodos identifican un incremento hasta 2010, un gradiente decreciente con el nivel educativo y niveles más altos en Hidalgo que en el promedio nacional. Esta convergencia cualitativa, a pesar de las diferencias en los supuestos, da robustez al diagnóstico general. Las divergencias en magnitud, especialmente la diferencia de ~ 12 puntos porcentuales entre el índice difuso y el PCA en Hidalgo, no reflejan error de medición sino diferencias en lo que cada método captura: intensidad acumulativa institucional más económica (difusa) contra estructura de varianza de correlaciones nacionales (PCA).

Una extensión natural de este trabajo sería el análisis formal de sensibilidad paramétrica: variar sistemáticamente los umbrales de las funciones de pertenencia (por ejemplo, usando el P75 en lugar del P90 para el umbral de ingreso alto) y evaluar en qué medida el ordenamiento de entidades federativas o grupos demográficos se mantiene estable. Esto permitiría distinguir resultados robustos al diseño de resultados dependientes de las decisiones metodológicas específicas.

Tabla A.2: Funciones de pertenencia del sistema difuso: forma funcional, parámetros exactos tal como aparecen en el código Python, y justificación de cada umbral

Variable	Conjunto difuso	Función	Parámetros (código)	Justificación del umbral
Ingreso (ing_lab)	bajo	trapmf	[0, 0, 1000, 3640]	Canasta básica mensual $\approx$ \$9104; umbral salario mínimo CONASAMI 2025 $\approx$ \$3,640
Ingreso (ing_lab)	medio	gbellmf	[a=3400, b=3, c=6794]	Centro $c =$ media muestral (\$6,793, Tabla 2.6); parámetros a , b controlan amplitud y forma de campana
Ingreso (ing_lab)	alto	sigmf	[c=14662, a=0.002]	Punto de inflexión = P90 de la distribución (\$14,661, Tabla 2.6); pendiente $a=0.002$ produce transición gradual
Horas (whrs)	corta	trimf	[1, 1, 25]	<35 h: subempleo por horas (criterio OIT / LFT Art. 61)
Horas (whrs)	normal	trapmf	[20, 35, 48, 56]	Jornada legal 35–48 h (LFT); zona de transición hasta P75 (50 h, Tabla 2.7)
Horas (whrs)	larga	trapmf	[46, 56, 73, 73]	Inicio solapamiento en 46 h; P95 = 72 h (Tabla 2.7) como límite superior del universo
Trabajo informal	no / yes	trimf	[0,0,1] / [0,1,1]	Variable dicotómica {0,1}; funciones complementarias: $\mu_{\text{no}}(x) = 1 - \mu_{\text{yes}}(x)$
Sin prestaciones	no / yes	trimf	[0,0,1] / [0,1,1]	Variable dicotómica {0,1}
Contrato precario	no / yes	trimf	[0,0,1] / [0,1,1]	Variable dicotómica {0,1}
Sin sindicato	no / yes	trimf	[0,0,1] / [0,1,1]	Variable dicotómica {0,1}
Precariedad (salida)	8 niveles	trimf	Tabla A.3	Cubre uniformemente [0,100] con solapamiento entre niveles adyacentes

Nota: Los parámetros se muestran tal como aparecen en el código Python.

Tabla A.3: Funciones de pertenencia de la variable de salida (precariedad)

Conjunto difuso	Función	Parámetros (a, b, c)	Soporte (dominio activo)
muy baja	trimf	[0, 0, 20]	0–20
baja	trimf	[0, 20, 40]	0–40
moderadamente baja	trimf	[20, 40, 50]	20–50
media baja	trimf	[40, 50, 60]	40–60
media alta	trimf	[50, 60, 80]	50–80
moderadamente alta	trimf	[60, 80, 90]	60–90
alta	trimf	[80, 90, 100]	80–100
muy alta	trimf	[90, 100, 100]	90–100

Nota: Los ocho conjuntos difusos cubren uniformemente el intervalo [0,100] con solapamiento progresivo entre niveles adyacentes.

Tabla A.4: Sistema completo de reglas del Subconjunto I

Inf.	Prest.	Cont.	Sind.	Condición (des- cripción)	Consecuente	ID regla
yes	yes	yes	yes	Inf. + sin prest. + sin cont. + sin sind.	muy alta	rule1
yes	yes	yes	no	Inf. + sin prest. + sin cont. + con sind.	alta	rule2
yes	yes	no	yes	Inf. + sin prest. + con cont. + sin sind.	moderadamente alta	rule3
yes	no	yes	yes	Inf. + con prest. + sin cont. + sin sind.	moderadamente alta	rule4
no	yes	yes	yes	For. + sin prest. + sin cont. + sin sind.	moderadamente alta	rule5
yes	yes	no	no	Inf. + sin prest. + con cont. + con sind.	media alta	rule6
yes	no	yes	no	Inf. + con prest. + sin cont. + con sind.	media alta	rule7
no	yes	yes	no	For. + sin prest. + sin cont. + con sind.	media alta	rule8
yes	no	no	yes	Inf. + con prest. + con cont. + sin sind.	media baja	rule9
no	yes	no	yes	For. + sin prest. + con cont. + sin sind.	media baja	rule10
no	no	yes	yes	For. + con prest. + sin cont. + sin sind.	media baja	rule11
yes	no	no	no	Inf. + con prest. + con cont. + con sind.	moderadamente baja	rule12
no	yes	no	no	For. + sin prest. + con cont. + con sind.	moderadamente baja	rule13
no	no	yes	no	For. + con prest. + sin cont. + con sind.	moderadamente baja	rule14
no	no	no	yes	For. + con prest. + con cont. + sin sind.	baja	rule15
no	no	no	no	For. + con prest. + con cont. + con sind.	muy baja	rule16

Los ID de regla corresponden a los nombres de las variables rule1–rule16 en el código Python. 'Inf.' = trabajo informal; 'Prest.' = sin prestaciones; 'Cont.' = contrato precario; 'Sind.' = sin sindicato. 'yes' = condición precaria presente; 'no' = condición precaria ausente.

Tabla A.5: Sistema completo de reglas del Subconjunto II

Ingreso	Horas	Interpretación económica	Consecuente + ID
bajo	larga	Ingreso insuficiente + sobreexplotación temporal	muy alta (rule20)
bajo	normal	Ingreso insuficiente + jornada legal	alta (rule21)
bajo	corta	Ingreso insuficiente + subocupación involuntaria	moderadamente alta (rule22)
medio	larga	Ingreso moderado + sobreexplotación temporal	media alta (rule23)
medio	normal	Ingreso moderado + jornada legal	media alta (rule24)
medio	corta	Ingreso moderado + subocupación	media baja (rule25)
alto	larga	Ingreso suficiente + sobreexplotación temporal	moderadamente baja (rule26)
alto	normal	Ingreso suficiente + jornada legal	baja (rule27)
alto	corta	Ingreso suficiente + subocupación (no forzada)	muy baja (rule28)

Los ID de regla (rule20–rule28) corresponden al código Python. Las reglas rule23 y rule24 comparten el mismo consecuente ('media alta'), por lo que en la defusificación sus contribuciones se agregan mediante el máximo de sus grados de activación.

Tabla A.6: Perfil del trabajador hipotético utilizado en el ejemplo numérico

Variable (código Python)	Valor observado	Descripción
work_informal = 1	1 (sí precario)	Trabaja en sector informal, sin acceso a seguridad social por empleo
sin_prestacion = 1	1 (sí precario)	No tiene ninguna prestación laboral
contrato = 1	1 (sí precario)	Sin contrato escrito o con contrato temporal
sindi = 1	1 (sí precario)	No pertenece a ningún sindicato
whrs = 50	50 horas semanales	Ligeramente por encima de la jornada máxima legal (48 h)
ing_lab = 4500	\$4,500 pesos reales	Entre salario mínimo (\$3,640) y media muestral (\$6,794)

Nota: El perfil corresponde al trabajador hipotético utilizado en el ejemplo numérico del sistema difuso.

Tabla A.7: Resumen de reglas activas y sus grados de activación para el trabajador hipotético

Regla	Premisas activas	Consecuente	FP de salida	α	Nota
S1: rule1	yes & yes & yes & yes	muy alta	trimf[90,100,100]	1.0000	Plena activación: trabajador acumula las 4 carencias institucionales
S2: rule23	medio & larga	media alta	trimf[50,60,80]	0.7500	$\min(\mu_{\text{medio}}(4500), \mu_{\text{normal}}(50)) = \min(0.9138, 0.7500)$
S2: rule24	medio & normal	media alta	trimf[50,60,80]	0.4000	$\min(\mu_{\text{medio}}(4500), \mu_{\text{larga}}(50)) = \min(0.9138, 0.4000)$

S1 = Subconjunto I; S2 = Subconjunto II.