G. Quintana / El Semestre de las Especializaciones 5 - 1 (2023) 169 - 210

Impacto de las remesas sobre la informalidad laboral en México.

Un análisis espacial a partir de la metodología de datos panel

para el periodo de 2020q1-2021q4

Gladys Yazmín Quintana Durán

Resumen

Las remesas son utilizadas por los hogares receptores para financiar el consumo,

principalmente; sin embargo, en algunos otros es destinado en actividades productivas

informales, sobre todo cuando el acceso a créditos u otras fuentes de financiamiento son

limitadas. Con la metodología de datos de panel espacial se estimó un modelo SARAR de

efectos fijos durante el periodo de 2020q1 a 2021q4, partiendo de la hipótesis de que el

incremento de los ingresos por remesas tiene un efecto positivo sobre la ocupación del sector

informal de los hogares para las 32 entidades federativas. La hipótesis se comprobó al

encontrar que un incremento de 1% en dichas transferencias genera un crecimiento de 0.032

puntos porcentuales en el empleo informal. Este aumento marginal es congruente con lo

señalado en los estudios de caso para México y algunos países de América Latina.

Palabras clave: informalidad, remesas, panel espacial.

Clasificación JEL: O17, F24, R15.

Abstract

Remittances are mainly used by recipient households to finance their consumption; however,

in some other ones it is pertinent to allocate them to informal productive activities, specially

when access to credit or other sources of financing is limited. Using the spatial panel data

methodology, a fixed-effects SARAR model was estimated over the period 2020q1 to

2021q4, based on the hypothesis that the increase in remittance income has a possitive effect

169

G. Quintana / El Semestre de las Especializaciones 5 - 1 (2023) 169 - 210

on informal household sector employment for the 32 mexican states. The hypothesis was

tested by finding that a 1% increase in remittances generates a growth of 0.032 percentage

points in informal employment. This result is consistent with the case studies for Mexico and

some Latin American countries.

Keywords: informality, remittances, spatial panel model.

JEL classification: O17, F24, R15

Introducción

Los flujos migratorios de países en desarrollo hacia regiones con mejores oportunidades

económicas son impulsados por factores como la precariedad laboral y la pobreza por

ingresos. Las remesas que envían los trabajadores migrantes representan para los hogares

beneficiados un aliciente al consumo en la mayoría de los casos y en algunos otros la

pertinencia de destinarlos en inversiones particularmente informales, ante las limitaciones

financieras que enfrentan ciertas comunidades para acceder a créditos formales, o bien

porque a su retorno el migrante no encuentra una mejor fuente de empleo que un negocio

informal propio.

La crisis financiera de 2008 y 2009, así como la coyuntura actual por el Covid-19 destacaron

la naturaleza contra cíclica de las remesas, principalmente en esta última en la que el flujo ha

crecido significativamente, rompiendo récords de recepción en cada actualización, lo que ha

despertado el interés de los investigadores. En 2021, México se posicionó como el mayor

receptor de remesas en la región de América Latina y el Caribe con una entrada de 54.1

billones de dólares, equivalente a un crecimiento de 27.1% respecto a 2020 y siendo 3.5 veces

mayor que la cantidad que ingresó a Guatemala, el segundo en el ranking, de acuerdo con

Ratha et al. (2022).

170

Como porcentaje del PIB, ha evolucionado la representación de las remesas al pasar de 2.5% en 2007 a 3.7% en 2020 y 4.0% en 2021; de igual forma en otras variables macroeconómicas se ha visto la misma dinámica como el consumo privado cuya participación de las remesas fue de 3.7% en 2007, para ubicarse en 5.9% en 2020 y en 6.2% en 2021; así como en la inversión privada al pasar de 14.3% a 23.0% y 23.5% en los años referidos (Cervantes, 2022). Por entidad federativa, Jalisco, Michoacán y Guanajuato han encabezado la mayor recepción de remesas; al cuarto trimestre de 2021, las concentraciones respecto al total fueron de 9.9%, 9.6% y 8.5% respectivamente (Banxico, 2022); mismas que se encuentran entre las entidades con altos volúmenes de ocupación en el sector informal de los hogares con participaciones de 5.7%, 4.1% y 4.5%, respectivamente, con base en datos de INEGI (2022e).

La consideración de dicha variable responde a que se trata del empleo en actividades productivas, desempeñadas en empresas no constituidas en sociedad que son propiedad de los hogares, donde se establecen pequeños emprendimientos familiares (INEGI, 2018).

Autores como Hanusch y Vaaler (2015) señalan que cuando las remesas se destinan a inversiones en países en desarrollo son particularmente de naturaleza informal en micronegocios, a lo que Yang (2011) agregó que se trata de establecimientos para la supervivencia, donde las remesas son la mejor alternativa de financiamiento cuando los hogares enfrentan obstáculos para lograrlo por la vía formal, pese a que se trate de unidades económicas que generan poco empleo bajo la modalidad informal.

Bajo este panorama, el objetivo de este trabajo es responder a la pregunta de investigación: ¿el incremento de los ingresos por remesas tuvo un efecto positivo en la ocupación en el sector informal de los hogares, durante el periodo de 2020q1 a 2021q4?

Dicha pregunta constituye la hipótesis de esta investigación, se eligió el periodo de estudio por la disponibilidad de información estadística y por la relevancia que adquirieron las remesas en la coyuntura actual frente a la pandemia de Covid-19. Además, se consideró la

desagregación por entidad federativa con el fin de determinar si en este caso las diferencias regionales son importantes en la modelación econométrica espacial.

Para dar respuesta a la pregunta, se estimaron modelos de panel de efectos fijos y aleatorios, con y sin el componente espacial, después de identificar la relación lineal entre las variables dependiente e independientes, así como la correlación espacial. Las pruebas de decisión indicaron que el modelo más robusto fue el SARAR con efectos fijos, que contiene el componente espacial tanto en la variable endógena como en el término de error, asimismo se encontró que el incremento de 1% en los ingresos por remesas generaron un aumento de 0.032 puntos porcentuales en la ocupación del sector informal de los hogares en el periodo de referencia.

El trabajo está dividido en cinco partes: en la primera se realiza la revisión de literatura circundante al efecto de las remesas en la informalidad; la segunda parte aborda el análisis de los hechos estilizados; seguida por la presentación de los aspectos econométricos; en la cuarta parte se analizan y discuten los resultados y se concluye.

Revisión de literatura

Las investigaciones empíricas que abordan el efecto de las remesas en la inversión y el empleo apuntan a que es positivo en función de las características socioeconómicas de los países receptores, aunado a que en la última década su flujo ha incrementado significativamente hasta superar a la Inversión Extranjera Directa (IED) o crecer a una mayor velocidad que ella en países desarrollados.

Ello, a su vez, ha recrudecido el argumento de que las remesas poseen un carácter contracíclico en el corto plazo, pues suelen aumentar en lugar de disminuir, en comparación con otras fuentes de divisas en entornos de incertidumbre económica provocadas por crisis financieras y desastres naturales (Chatterjee y Turnovsky, 2018).

En la mayor parte de la literatura sobre el impacto de las remesas en los países en desarrollo se dice que financian principalmente el consumo de los hogares y reduce su inestabilidad en contextos de crisis; por ejemplo, Das y Chowdury (2019) mostraron que en Bangladesh las remesas representan aproximadamente 87% del consumo privado y ese es el comportamiento general en países donde dichas transferencias tienen una alta participación en el PIB.

Respecto a su impacto en la inversión, Barajas *et al.* (2009) señalan tres canales por medio de los cuales las remesas incentivan la inversión por tener lugar en la productividad. En primer lugar, el efecto en la acumulación de capital, es decir, cuando los hogares receptores de remesas destinan estos ingresos adicionales a la inversión en capital y trabajo, que no habrían llevado a cabo con recursos locales debido a las restricciones financieras que suelen enfrentar. Siguiendo al autor, la relación es positiva cuando grandes entradas de remesas disminuyen el costo del capital y hacen atractiva las inversiones nacionales, sobre todo cuando se trata de transferencias permanentes y no temporales.

En segundo lugar, el efecto en la participación de los hogares receptores en la fuerza laboral es negativo, manteniendo constante el factor trabajo, cuando las remesas son permanentes y los beneficiarios encuentran un incentivo para dejar sus empleos locales, lo que conduce a la reducción de la fuerza laboral y, por lo tanto, de la productividad; por el contrario, cuando las remesas son transitorias, la sustitución de los ingresos laborales por dichas transferencias tiene lugar de forma positiva y marginal.

En tercer lugar, el efecto de las remesas en la productividad total de los factores se asume como negativo cuando se invierten en sectores menos dinámicos en lo que también influye la capacidad de tomar decisiones de inversión por parte de los hogares productores receptores.

En cuanto al primer canal Hanusch y Vaaler (2014) indicaron que es característico de los países en desarrollo que las remesas sean una fuente de financiamiento en regiones con acentuados obstáculos para acceder a créditos locales, lo que les impide desempeñarse en

actividades empresariales, por lo que fungen como capital inicial para crear microempresas. Además, argumentaron que esto tiene lugar, por lo general, en comunidades rurales donde ocurrieron catástrofes y en donde los habitantes se encuentran en los deciles más bajos de la distribución del ingreso.

En lo que corresponde al segundo canal, Cox y Rodríguez (2018) señalaron que cuando las remesas superan el llamado salario de reserva de la economía clásica, disminuyen la probabilidad de que las familias receptoras continúen participando en la fuerza laboral; sin embargo, no es así cuando tales transferencias suelen ser contributivas o compensatorias, es decir cuando representan lo que el migrante hubiera percibido sin dejar su país de origen, por lo que se trata de recursos complementarios.

Por su parte, vinculado al tercer canal, Chatterjee y Turnovsky (2018) mediante un modelo de equilibrio general señalaron que las inversiones que son financiadas con remesas son ineficientes, ya que en países en desarrollo alimentan el empleo informal, principalmente del trabajo por cuenta propia.

Como se puede observar, el efecto de las remesas sobre la informalidad en economías subdesarrolladas ha sido reconocido en la literatura y si bien se trata de inversiones improductivas, esto ha despertado el interés de los investigadores porque este tipo de economías han amplificado el acceso al capital por parte de los hogares, así como fomentar su incursión en la actividad empresarial, lo que genera, a su vez, que estos hogares se convierten en fuente de empleo informal promovido por microempresas familiares.

Hanosch y Vaaler (2015) a través de un panel generalizado de momentos para 47 países en desarrollo de 2002 a 2007, mostraron que un incremento de 120 dólares por migrante en sus remesas enviadas generaba un aumento de 5,000 negocios pequeños de forma anual; asimismo, que entre el 2% y 5% de dichas transferencias tuvieron como objetivo ser el capital inicial para fundar nuevos establecimientos o recapitalizar los ya existentes.

En otro trabajo, Martínez, Cummings y Vaaler (2014) encontraron que la probabilidad de que se utilicen las remesas como inversión para pequeñas empresas era mayor entre más alta sea la participación de la informalidad en el PIB, con base en sus resultados obtenidos de un panel elaborado para 48 países en desarrollo entre 2001 y 2009; concretamente, mostró que el efecto fue mayor cuando dicha representación era superior a 46%.

Esto último fue probado por Asfar (2014) al indicar que, en países como India y Bangladesh, donde las pymes informales representan hasta 45% de la producción industrial y 40% de las exportaciones, las remesas han sido una importante fuente de financiamiento para el emprendimiento familiar.

Siguiendo a la autora, en Bangladesh las pymes habían crecido hasta 10% anual desde 2006, cuyos giros eran principalmente de la industria textil, cosméticos y metalurgia y destaca que la distribución del ingreso generado por los migrantes contempló 20% para la compra de activos como terrenos y entre 10% y 20% para mantenimiento y reparación de viviendas. Asimismo, puntualiza que los negocios creados con remesas como capital inicial son aquellos que requieren un bajo costo y nivel educativo para ser atendidos (Asfar, 2014).

Sin embargo, Yang (2011) indicó que el uso que se le da a las remesas como inversión en empresas familiares sólo tiene lugar en aquellos hogares cuyo nivel de consumo sea superior al de subsistencia y que enfrenten limitaciones para acceder a créditos formales, así como la capacidad de subsanar con más remesas las fallas en la operatividad de sus establecimientos.

Asimismo, señaló que en Taiwán la entrada de remesas disminuyó 1.5% la probabilidad de que los hogares receptores se encuentren por debajo de la línea de pobreza y aumentó 14% la probabilidad de que los hogares ingresen a una actividad empresarial y de aumentar en 2.5 las horas trabajadas (Yang, 2011).

Correspondiente a las investigaciones que se han hecho para América Latina se encuentran, en primera instancia, la de Hansing y Orozco (2014) para el caso de Cuba donde se menciona que, ante las limitaciones para acceder a un microcrédito por parte del gobierno, las familias recurren a ahorros propios y a las remesas para inaugurar pequeños negocios de supervivencia, mas no para generar riqueza. Mediante una encuesta a 300 receptores de remesas entre 2012 y 2013, encontraron que 34% de la muestra estuvo dispuesto a abrir un micronegocio informal, mientras que 43% manifestó que no lo haría por la incertidumbre política y económica cubana. Asimismo, de los interesados en fundarlos sólo habrían estado dispuestos a invertir hasta 5 mil o 10 mil dólares. El 23% restante indicó que ya contaba con un negocio, de los cuales 38% operaba de manera informal y en 86% de ellos el establecimiento del negocio era la misma vivienda.

En República Dominicana, Amuedo-Dorantes y Pozo (2006) revelaron a través de una encuesta realizada en 7 comunidades entre 1999 y 2001 que 16% de los hogares receptores de remesas las usaron para adquirir activos, de las cuales 5.5% estaban destinadas a financiar pequeños negocios familiares comerciales. Además, mediante un modelo probit demostraron que tener un emprendimiento de esa naturaleza aumentaba 20% la probabilidad de seguir recibiendo remesas.

En lo que corresponde al caso de México, Canales y Montiel (2004) llevaron a cabo encuestas probabilísticas en 2001 en el municipio de Teocaltiche en el estado de Jalisco, que se caracteriza por ser de alta migración. Ellos coincidieron con los argumentos revisados sobre el destino de las remesas en pymes informales para la sobrevivencia, donde la fuerza laboral es el dueño como empleado único o con otros miembros del hogar. Por lo tanto, el efecto multiplicador tendría que ser muy pequeño, pero continuaba siendo un tema de interés tomando en cuenta que se trataba de una situación suscitada por la escasa accesibilidad a créditos que enfrentaban ese tipo de establecimientos. Encontraron que 29% de los pequeños negocios ubicados en el municipio se fundaron con remesas y, por montos, 25% de ellas representaron la inversión inicial de microempresas que requerían hasta 20 mil pesos;

mientras que en unidades económicas que requerían un capital inicial de hasta 100 mil pesos, las remesas contribuyeron con 37% (Canales y Montiel, 2004).

Por su parte, Finkelstein y Mandelman (2016) elaboraron un modelo de economía pequeña y abierta con un bien transable para 2008-2009, donde probaron que en el contexto de la crisis financiera hubo una recuperación más rápida del trabajo autónomo informal porque los hogares aumentaron la búsqueda de capital ante el desempleo.

Finalmente, Cox y Rodríguez (2018) mediante la estimación de un modelo de *propensity* score matching demostraron que la participación de las mujeres receptoras de remesas en el mercado laboral informal aumentó cuando se localizaban en regiones urbanas de estados de baja migración.

Análisis de hechos estilizados

Remesas

De acuerdo con el Banco Mundial, en 2021 ingresaron a América Latina 131 billones de dólares por concepto de remesas, equivalente a un incremento de 25% respecto a 2020; de los países pertenecientes a la región, considerando al Caribe, México se posicionó como el mayor receptor con 54.1 billones de dólares, siendo 3.5 veces mayor que Guatemala, que figuró en el segundo lugar en el ranking (Ratha *et al.*, 2022).

Como porcentaje del PIB, en México las remesas representaron 4.0% en 2021, superior al 3.7% de 2020, pese a que dichas transferencias tuvieron un incremento anual de 27.0%, con base en datos de INEGI (2022a) y BANXICO (2022). La participación no fue significativa en comparación con otros países de la región de América Latina y El Caribe, como El Salvador (26.4%), Honduras (25.5%) y Jamaica (24.0%) (Ratha *et al.*, 2022); sin embargo, ha aumentado pues en 2017 representaban 2.6% del PIB (Cervantes, 2022).

Asimismo, ha incrementado la participación de las remesas en otras variables macroeconómicas como en el consumo privado que pasó de 4.0% en 2017 a 6.2% en 2021; en la inversión pública que creció de 85.0% a 141.3% en el periodo de referencia; y en la inversión privada que también creció de 13.7% a 23.5% (Cervantes, 2022). De igual manera, aunque con una contribución mínima en el ingreso disponible bruto de los hogares como sector institucional, aumentó de 0.09% a 0.11%, de acuerdo con datos de INEGI (2022b).

En total, en el año 2021, de Estados Unidos fueron enviadas el 94.9% de las remesas recibidas en el país y beneficiaron a aproximadamente 5.1% de los 1.76 millones de hogares reportados en el Censo de Población y Vivienda 2020, donde 34.5% eran hogares ampliados y 14.9% nucleares (CONAPO *et al.*, 2022).

Por entidad federativa, en el cuarto trimestre de 2021, las mayores receptoras de remesas fueron las ubicadas en las regiones occidente y suroreste del país, encabezadas por Jalisco, Michoacán y Guanajuato que concentraron 9.9%, 9.6% y 8.5% del total, respectivamente, como se observa en la figura 1; en contraste, las entidades con menor recepción de estas transferencias fueron Baja California Sur con 0.2% y Campeche con 0.3% (BANXICO, 2022).

De acuerdo con estimaciones de CONAPO *et al.* (2022), en 2020 Michoacán, Guanajuato, Zacatecas y Nayarit presentaron los mayores índices de intensidad migratoria y el patrón no ha cambiado comparado con 2010.

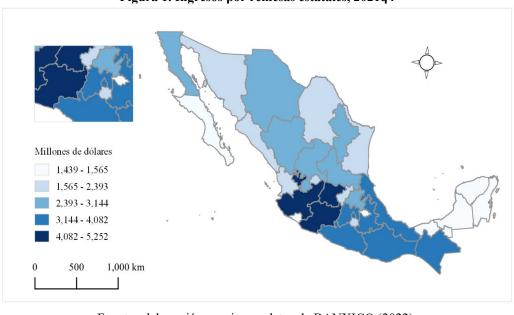
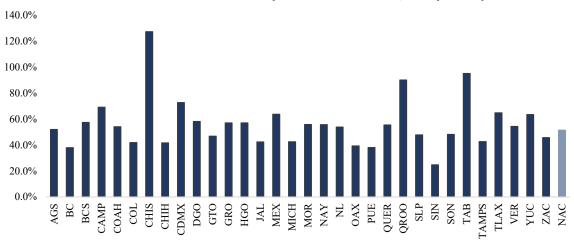


Figura 1. Ingresos por remesas estatales, 2021q4

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022).

Respecto a su participación en el Valor Agregado Bruto (VAB) estatal en valores corrientes, las remesas que recibió Michoacán tuvieron la mayor con 15.7% en 2020, pero le siguieron las participaciones de Guerrero (13.8%) y Oaxaca (11.6%). En el caso de Jalisco, pese a ser la mayor receptora, las remesas en su VAB representaron sólo 5.6 %, con base en datos de INEGI (2022c) y BANXICO (2022).

Por otra parte, en 2021q4 respecto al primer trimestre de 2020, las remesas a nivel nacional crecieron 51.5%, pero dicha tasa fue superada en 19 entidades entre las que destacan Chiapas (127.4%), Tabasco (95.2%) y Quintana Roo (90.1%); mientras que fue menor en Michoacán (42.6) y Jalisco (42.4%). Los estados con las mínimas variaciones fueron Sinaloa (24.8%) y Baja California (38.0%), de acuerdo con datos de BANXICO (2022) (véase gráfica 1).



Gráfica 1. Tasas de crecimiento por entidad federativa, 2021q4/2020q1

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022).

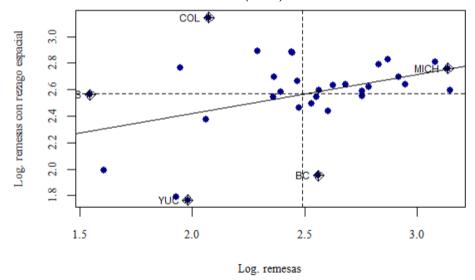
En lo que corresponde al análisis de dependencia espacial de la variable mediante el índice de Moran, al asociar su logaritmo con el rezago espacial y utilizando una matriz de contigüidad tipo reina, se encontró que existió una correlación lineal positiva en 2021q4 de 0.293, estadísticamente significativa al 5%, es decir, se rechaza la hipótesis nula de que la distribución espacial del logaritmo de las remesas haya sido aleatoria.

La presencia de correlación espacial positiva se puede observar en la gráfica 2, donde la distribución de las remesas tendió a concentrarse alrededor de la línea de regresión, principalmente en el primer cuadrante que alude a las entidades con alta percepción de remesas y están rodeadas a su vez por otras demarcaciones con su misma condición, destacando el caso de Michoacán. En contraste, el carácter atípico de Colima se debe a que recibe pocas remesas, pero está rodeada de entidades con intenso flujo en la recepción de dichas transferencias.

Mediante el uso de indicadores locales de asociación espacial (LISA, por sus siglas en inglés), se encontró la formación de clústeres estadísticamente significativos con 95% de confianza al inicio y al final del periodo de referencia. Como se observa en la figura 2, se

amplió hacia Oaxaca el clúster espacial Alto - Alto, es decir de entidades con percepción de remesas superiores a la media y con vecinos con la misma condición.

Gráfica 2. Diagrama de dispersión de Moran de los ingresos por remesas estatales, 2021q4 I: 0.293 (0.008)*



Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%. (*) Indica rechazo de la hipótesis nula.

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022).

2020q1 2021q4 No significat Alto - Alto

Figura 2. clústeres por análisis LISA para los ingresos por remesas

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022).

Ello podría explicarse porque la región sur del país se ha caracterizado por la alta movilidad de migración de tránsito proveniente de Honduras, El Salvador y Guatemala, pues la frontera México-Guatemala no tiene barreras físicas de acceso como muros y la población inmigrante tiende a concentrarse en Chiapas, principalmente, seguido de Tabasco, Veracruz y Oaxaca (Nájera, 2016).

Por su parte, para el Banco Mundial, la migración de tránsito fue uno de los principales factores que explican el crecimiento exorbitante de las remesas en el país en 2021 pues se acentuó con las restricciones estadounidenses sobre no cruzar la frontera por la pandemia de Covid-19, lo que orilló a los migrantes a permanecer más tiempo en México y recibir transferencias de sus familiares que residían en Estados Unidos, para su manutención y el viaje (Ratha *et al.*, 2022).

Sector informal de los hogares

De acuerdo con el INEGI (2018), la Economía Informal en México comprende dos categorías: el Sector Informal y las Otras Modalidades de la Informalidad. En el primer caso, se refiere a las actividades productivas desempeñadas por empresas no constituidas en sociedad y que son propiedad de los hogares como sector institucional. El segundo caso comprende actividades formales que no están amparadas bajo un marco legal, es decir, que no cuentan con prestaciones sociales. Para la finalidad de esta investigación se utilizará únicamente la primera categoría, porque hace referencia a las empresas informales de los hogares.

Los hogares, como unidades institucionales ejercen tres papeles: son propietarios de activos reales y financieros, son consumidores y son productores de bienes y servicios en su calidad de empresas no constituidas en sociedad, esto significa que no disponen de la contabilidad de sus actividades productivas, que no pueden separar sus activos para consumo y producción y que no pagan otros impuestos a la producción como impuestos sobre la nómina, por ejemplo (ONU *et al.*, 2016).

En 2021, el Sector Informal generó un VAB de 1,966,486 millones de pesos constantes a precios de 2013, lo que fue equivalente a un incremento de 15.68% respecto a 2020. Del total, 42.7% se concentró en el sector del comercio al por menor, seguido de 25.1% en la construcción y 13.0% en la industria manufacturera, con datos del INEGI (2022d).

Por otra parte, entre 2020 y 2021 aumentó 11.5% el número de puestos de trabajo remunerados bajo esta condición de informalidad para acumular un total de 4,427 unidades; mientras que en el caso de los puestos no remunerados sumaron 10,031, significando un crecimiento de 17.3% en el periodo de referencia (INEGI, 2022d). En la primera clasificación, al sector de la construcción pertenecían 37.7% de esos puestos, seguido de 19.6% en el comercio minorista y 17.1% en la industria manufacturera; mientras que del total de puestos no remunerados del Sector Informal el 45.3% se concentró en el comercio al por menor, 16.4% en las manufacturas y 11.0% en el sector de otros servicios, excepto actividades gubernamentales (INEGI, 2022d).

Por entidad federativa, como se observa en la figura 3, en 2021q4 la mayor parte de la población ocupada en el Sector Informal de los hogares (SIH) desempeñó sus labores en la región del occidente, centro y suroeste del país, encontrando una distribución parecida a la de los ingresos por remesas, como se revisó con anterioridad.

En este caso, la distribución estaría asociada a que en la región norte del país se encuentran grandes empresas con altos niveles de productividad y bajos en informalidad; mientras que en el centro y sur la tasa de informalidad laboral es muy alta y los establecimientos tienden a ser más pequeños, con menos empleados y menores niveles de productividad, de acuerdo con BANXICO (2021).

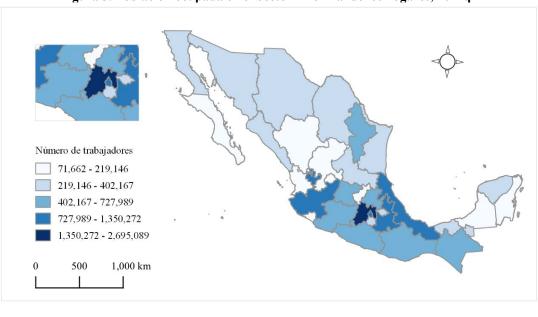
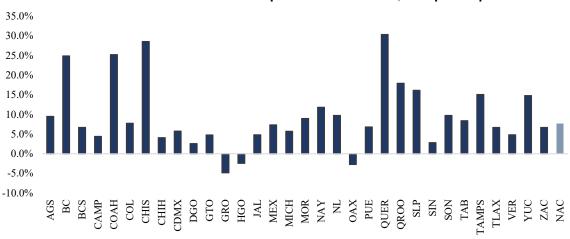


Figura 3. Población ocupada en el Sector Informal de los hogares, 2021q4

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2022e).

En el trimestre de referencia, el Estado de México lideró la concentración de trabajadores en el SIH con 16.5%, seguido de la Ciudad de México con 8.3% y Veracruz con 6.8%; en contraste, las entidades con las menores participaciones fueron Baja California Sur (0.5%), Campeche (0.7%) y Aguascalientes (0.8%), con base en datos del INEGI (2022e). De nueva cuenta, destaca el caso de Colima que representó sólo 0.4% pese a los altos niveles de ocupación informal de sus entidades vecinas.

Como se aprecia en la gráfica 3, en 2021q4 respecto a 2020q1 la ocupación en el SIH creció 7.7% a nivel nacional y fue superado por la variación en 15 entidades, siendo significativamente superiores en Querétaro (30.4%), Chiapas (28.6%) y Coahuila (25.3%); en contraste, en Guerrero disminuyó 4.9%, seguido de Hidalgo con una caída de 2.4% (INEGI, 2022e).



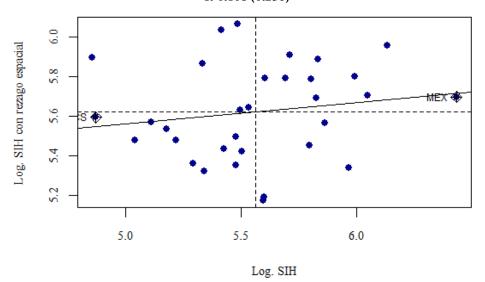
Gráfica 3. Tasas de crecimiento por entidad federativa, 2021q4/2020q1

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2022e).

Al evaluar la dependencia espacial global de las entidades en conjunto, se identificó que no existió correlación espacial en el SIH para 2021q4, tanto positiva como negativa, ya que el valor del índice de Moran fue de 0.108 con una probabilidad asociada de 0.256, lo que, a un nivel de significancia del 5%, conduce a no rechazar la hipótesis nula de que la distribución espacial de este tipo de ocupación es un proceso aleatorio.

Como se observa en la gráfica 4 las entidades no se concentran alrededor de la línea de regresión, pero una parte importante de las observaciones cayeron en los cuadrantes I (de demarcaciones con alta informalidad con vecinas con la misma condición) y III (de estados con bajos niveles de informalidad, compartiendo esta característica con su rezago espacial). Además, lo que se había revisado sobre el caso del Estado de México, fue identificado como un valor atípico en esta evaluación.

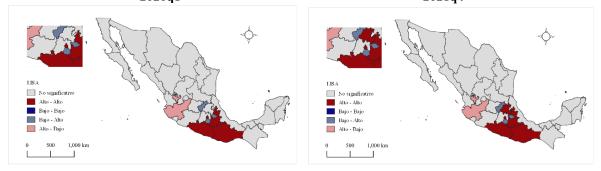
Gráfica 4. Diagrama de dispersión de Moran de la población ocupada en el Sector Informal de los hogares, 2021q4
I: 0.108 (0.256)



Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%. Fuente: elaboración propia con datos de INEGI (2022c).

A nivel local, mediante el análisis LISA, se identificó un clúster estadísticamente significativo al 5% con alta presencia de ocupación en el SIH que abarcó parte de la región suroeste y oriente del país en los periodos de referencia, en los cuáles sólo se sumó Hidalgo al final del periodo y el resto permaneció intacto, como se observa en la figura 4. Asimismo, la evaluación señala a Jalisco como una observación atípica al ser una entidad con alta incidencia de informalidad, rodeada de entidades con bajos niveles de ella; y a Querétaro, Tlaxcala y Morelos por presentar las características contrarias.

Figura 4. Clústeres por análisis LISA para la ocupación en el SIH 2020q1 2021q4



Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022).

La expansión de la mancha que agrupa el clúster encuentra en su explicación, que el desempleo experimentado particularmente en la coyuntura económica por el Covid-19, orilló a la población económicamente disponible a incorporarse en la economía informal para contar con el ingreso para hacer frente al consumo, aunque al inicio de la pandemia tanto la ocupación formal como informal se contrajo súbitamente por las restricciones de movilidad (Samaniego, 2020).

Ocupación en el Sector Informal de los hogares en función de las remesas

A nivel nacional existe una correlación de 0.643 entre la ocupación en el SIH y los ingresos por remesas para los trimestres comprendidos entre 2020q1 y 2021q4. En la gráfica 5 se aprecia que al inicio del periodo de referencia existió una relación positiva entre ambas variables, en la cual también se resume lo visto acerca de las entidades donde se concentró la mayor recepción de remesas y las más altas ocupaciones de trabajadores en el SIH.

Remesas mdd Logaritmo de la población ocupada en el SIH 750 500 250 SIH pob.ocup. 500000 1000000 1500000 2000000 2500000 COL 1.5 2.0 2.5 3.0 Logaritmo de los ingresos por remesas

Gráfica 5. Diagrama de dispersión del logaritmo de las remesas en función del logaritmo de la población ocupada en el SIH, 2020q1

Nota: mdd: millones de dólares, pob. ocup.: población ocupada.

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022) y ENOE (2022e).

De la misma forma, al final del periodo en 2021q4, se mantuvo la asociación espacial positiva y no se experimentaron cambios significativos en la distribución de las entidades en la regresión (véase grafica 6).

Remesas mdd 6.4 Logaritmo de la población ocupada en el SIH 1000 500 SIH pob.ocup. 500000 1000000 1500000 2000000 2500000 1.5 2.0 2.5 3.0 Logaritmo de los ingresos por remesas

Gráfica 6. Diagrama de dispersión del logaritmo de las remesas en función del logaritmo de la población ocupada en el SIH, 2021q4

Nota: mdd: millones de dólares, pob. ocup.: población ocupada.

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022) y ENOE (2022e).

Con el análisis LISA, considerando ambas variables, se identificó un en la región occidente y suroeste del país, de las entidades donde hubo una alta ocupación en el SIH y cuyos vecinos exhibieron una alta recepción de remesas en 2021q4, como se observa en la figura 5.

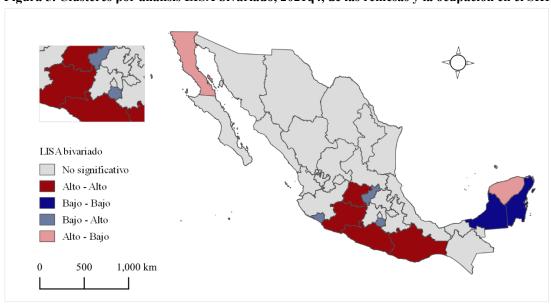


Figura 5. Clústeres por análisis LISA bivariado, 2021q4, de las remesas y la ocupación en el SIH

Fuente: elaboración propia con datos de BANXICO (2022) e INEGI (2022e).

Lo anterior ofrece evidencia que existe una relación positiva estadística y espacial entre el logaritmo de la ocupación en el Sector Informal de los hogares y el de los ingresos por remesas. Al respecto CONAPO *et al.* (2018) señalaron que en 2016 fueron 493,780 micronegocios propiedad de los hogares los que recibieron remesas, de los cuales 39.3% eran comercios y de ellos 43.7% eran tiendas de abarrotes, alimentos y bebidas.

Incidencia delictiva de fuero común

El Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública (SESNSP) define como incidencia delictiva a "la presunta ocurrencia de delitos registrados en averiguaciones previas iniciadas o carpetas de investigación" (SESNSP, 2022), es decir, no contempla aquellos delitos que no fueron denunciados ante una institución.

En 2020 fueron denunciados 1,841,188 delitos a nivel nacional, lo que fue equivalente a una caída de 11.1% respecto a lo reportado en 2019 (SESNSP, 2022), la cual se explica por las

restricciones económicas y de movilidad impuestas por la autoridad gubernamental para prevenir los contagios por Covid-19, lo que limitó la actividad delictiva, con excepción de la violencia doméstica e incrementó las responsabilidades de los cuerpos policiacos en cuanto a mantener el orden público, de acuerdo con Alvarado y Pérez (2020).

Para el año siguiente, 2021, la incidencia delictiva, en los mismos términos, creció 11.0% ante el relajamiento paulatino de las medidas de confinamiento impuestas por la Secretaría de Salud, siendo 2021q2 el trimestre con mayor número de crímenes al concentrar 25.9% de las 2,044,132 denuncias, con datos del SESNSP (2022).

En 2021q4 fueron reportados 521,503 delitos por cada 100 mil habitantes, de los cuáles en el Estado de México se realizaron 19.3% de las denuncias. Le siguieron la Ciudad de México con 11.0% y Jalisco con 6.3%; en contraste, entre los estados con menores crímenes denunciados se encontraron Tlaxcala y Yucatán con una participación de 0.2% cada una, Campeche (0.8%) y Baja California Sur (0.9%). Como se aprecia en la figura 6 las regiones del norte, centro, oriente y occidente se caracterizaron por una mayor incidencia delictiva.

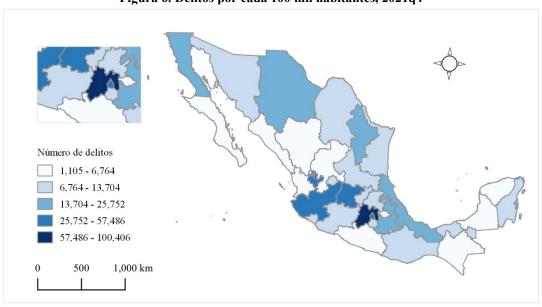
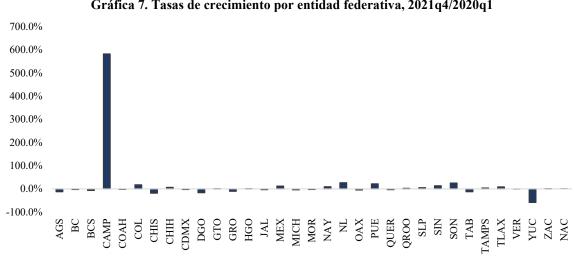


Figura 6. Delitos por cada 100 mil habitantes, 2021q4

Fuente: elaboración propia con datos de SESNSP (2022).

A nivel nacional, la incidencia delictiva de fuero común creció 3.3% en 2021q4 respecto a 2020q1; sin embargo, fue superado por el comportamiento atípico en Campeche donde aumentó 582.7% el número de denuncias, al pasar de 399 a 3,994, impulsado por el crecimiento exorbitante de carpetas de investigación en los meses de noviembre y diciembre de 2021; le siguieron Nuevo León con un alza de 27.0% y Sonora con 25.5% (véase gráfica 7). En contraste, las entidades con la caída más pronunciada fueron Yucatán con 58.8% y Chiapas con 18.8%, con base en datos de SESNSP (2022).



Gráfica 7. Tasas de crecimiento por entidad federativa, 2021q4/2020q1

Fuente: elaboración propia con datos de SESNSP (2022).

Respecto a la evaluación de la dependencia espacial global, de acuerdo con los resultados mostrados en la gráfica 8, no se identifica para esta variable, puesto que no se rechaza la hipótesis nula de que la distribución espacial de los delitos sea producto de la aleatoriedad y las observaciones se concentran dentro de los cuadrantes I, II y IV, principalmente, donde el Estado de México, Tlaxcala y Nayarit se consideran valores atípicos.

Tog. delitos

Tog. delitos

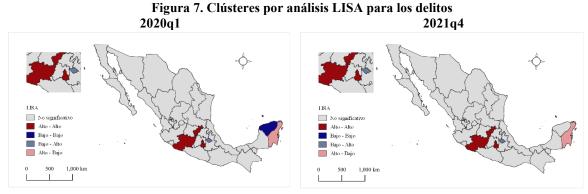
Tog. delitos

Tog. delitos

Gráfica 8. Diagrama de dispersión de Moran de los delitos por cada 100 mil habitantes, 2021q4 I: -0.001 (0.801)

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%. Fuente: elaboración propia con datos de SESNSP (2022).

En cuanto a la evaluación local mediante el análisis LISA, se identificaron como centros de los clústeres con alta incidencia delictiva a Michoacán, Querétaro y la Ciudad de México al inicio y al final del periodo, por lo que la pandemia no fue un factor determinante para que la distribución espacial de los delitos cambiara.



Fuente: elaboración propia con datos de SESNSP (2022).

Ingresos reales laborales per cápita

En 2020 el ingreso laboral real per cápita promedio fue de 2,620 pesos a nivel nacional, siendo 0.7% menor a lo reportado en 2019 por CONEVAL (2022), como consecuencia del desempleo experimentado por la emergencia sanitaria; mientras que en 2021 presentó un crecimiento real de 4.3% impulsado por la reapertura gradual de las actividades económicas.

Por entidad federativa, la distribución espacial fue invertida comparada con la de las remesas y la ocupación informal en el SIH, como se parecía en la figura 8, ya que en los estados del norte del país hubo una mayor percepción de ingresos reales laborales, respecto a los estados del centro y del sur.

En 2021q4 el ingreso fue de 2,745 pesos constantes per cápita a nivel nacional y fue superado por Baja California Sur (5,252) y Nuevo León (4,082); en contraste, las entidades con menores ingresos reales reportados en el trimestre de referencia fueron Chiapas con 1,439 pesos y Oaxaca con 1,474, con base en datos de CONEVAL (2022).

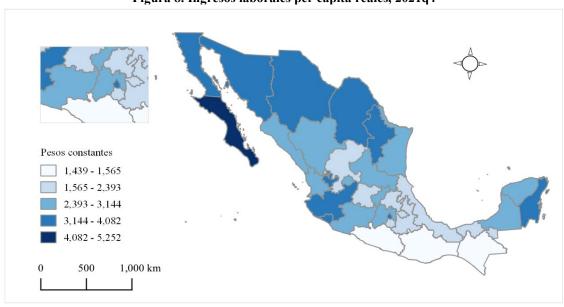
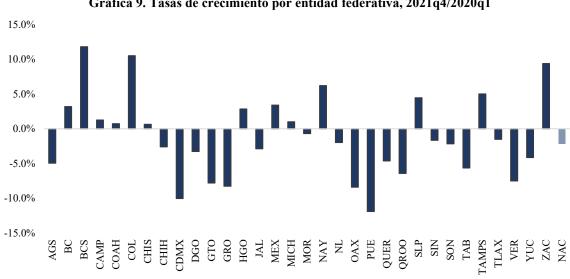


Figura 8. Ingresos laborales per cápita reales, 2021q4

Fuente: elaboración propia con datos de CONEVAL (2022).

A nivel nacional, en 2021q4 respecto a 2020q1 el ingreso laboral per cápita disminuyó 2.2%. Por entidad federativa (véase gráfica 9) las demarcaciones con mayor crecimiento fueron Baja California Sur (11.8%), Colima (10.5%) y Zacatecas (9.4%); mientras que los estados con las contracciones más acentuadas fueron Puebla con 11.9%, Ciudad de México con 10.0% y Oaxaca con 8.4%, con datos de CONEVAL (2022).



Gráfica 9. Tasas de crecimiento por entidad federativa, 2021q4/2020q1

Fuente: elaboración propia con datos de CONEVAL (2022).

Respecto a la asociación con su rezago espacial, presenta una correlación positiva de 0.549 estadísticamente significativa al 5%, por lo que la distribución espacial de los ingresos reales laborales no es aleatoria, pues las observaciones se concentran alrededor de la línea de regresión entre los cuadrantes I y III. Como se observa en la gráfica 10, el estado de Baja California Sur representa una observación espacial atípica al presentar un valor muy alto comparado con el resto de las entidades; mismo es el caso de la Ciudad de México al ser una demarcación con un valor alto rodeado de valores bajos.

T: 0.549 (0.000)*

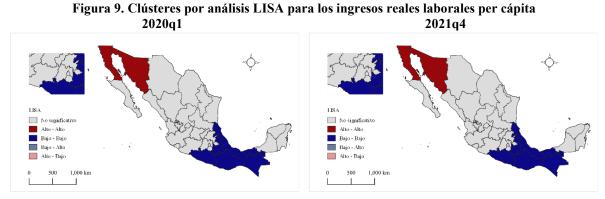
BCS ODMX CDMX CDMX 3.2 3.3 3.4 3.5 3.6 3.7

Log. ILPC

Gráfica 10. Diagrama de dispersión de Moran de los ingresos reales laborales per cápita (ILPC), 2021q4

Fuente: elaboración propia con datos de CONEVAL (2022).

A nivel local, mediante el análisis LISA, se identificó que la región sur del país es una agrupación estadísticamente significativa de entidades vecinas con los menores ingresos, mientras que, en la región norte, Baja California y Sonora fueron los centros de las aglomeraciones estatales con mayores ingresos reales laborales per cápita. Dichas condiciones no experimentaron cambios al inicio y al final del periodo de referencia (véase figura 9).



Fuente: elaboración propia con datos de CONEVAL (2022).

Aspectos econométricos

En este apartado se utilizaron las técnicas de MCO, panel clásico (pool, efectos fijos y aleatorios) y panel espacial (efectos fijos y aleatorios, ambos con rezago y error espacial) para estimar el modelo doble logarítmico acorde a los elementos revisados en la literatura, para el periodo de 2020q1 a 2021q4 a nivel de las 32 entidades federativas.

Se eligieron dichas técnicas para comparar los resultados en ausencia y presencia del componente espacial y poder elegir el modelo más robusto con base en las pruebas de Hausman. La consideración de dicha forma funcional en particular obedece a la interpretación de los resultados en términos de elasticidades.

La ecuación planteada para los modelos de panel clásico es la siguiente:

$$LHINF_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 LREM_{it} + \beta_2 LDEL_{it} + \beta_3 LILPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

En tanto que los modelos de panel de rezago espacial, con efectos fijos o aleatorios es:

$$LHINF_{it} = \alpha_{it} + \rho(I_T \otimes W_N)LHINF_{it} + \beta_1 LREM_{it} + \beta_2 LDEL_{it} + \beta_3 LILPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

Mientras que, para los modelos de error espacial, con efectos fijos o aleatorios, es:

$$LHINF_{it} = \alpha_i + \beta_1 LREM_{it} + \beta_2 LDEL_{it} + \beta_3 LILPC_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \lambda (I_T \otimes W_N)\varepsilon_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y, finalmente, la ecuación planteada para los modelos SARAR, o modelos de panel mixto de rezago y error espacial, con efectos fijos o aleatorios, tiene la siguiente estructura:

$$LHINF_{it} = \alpha_{it} + \rho(I_T \otimes W_N)LHINF_{it} + \beta_1 LREM_{it} + \beta_2 LDEL_{it} + \beta_3 LILPC_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$\varepsilon_{it} = \lambda(I_T \otimes W_N)\varepsilon_{it} + \epsilon_{it}$$

Donde:

LHINF_{it}: Logaritmo de la población ocupada en el sector informal de los hogares, obtenida de INEGI (2022e)

LREMit: Logaritmo de los ingresos por remesas, obtenida de Banxico (2022)

LDEL_{it}: Logaritmo de los delitos por cada 100 mil habitantes, obtenida de SESNSP (2022)

LILPC_{it}: Logaritmo de los ingresos reales laborales per cápita, obtenida de CONEVAL (2022)

 α_{it} : Intercepto

 ε_{it} : Término de error

 ρ : Coeficiente de error espacial

 λ : Coeficiente autorregresivo espacial

 $I_T \otimes W_N$: Producto Kronecker de la matriz identidad de tamaño T y la matriz de pesos espaciales que mide la dependencia espacial

Modelos de panel clásico

Los resultados obtenidos de las estimaciones de los modelos pool, panel con efectos aleatorios y panel con efectos fijos, son los que se muestran en el cuadro 1. Los parámetros β, tanto de forma individual como de manera conjunta, son estadísticamente significativos a un nivel de 5% y el signo positivo del coeficiente de LREM prueba que existe una relación positiva respecto de LHINF, siendo mayor la elasticidad en el modelo pool, al indicar que el incremento de 1% de las remesas generaron un aumento de 0.352 puntos porcentuales en la ocupación en el sector informal de los hogares.

Por otra parte, los resultados del modelo de efectos aleatorios indican que son similares a los obtenidos en la estimación por efectos fijos, pues el coeficiente de θ es muy cercano a uno y el error estándar del efecto individual es mayor, además fue descartado como el modelo preferible por la prueba de Hausman, pues esta indica que la estimación por efectos fijos es adecuada, donde 96.6% de su varianza está explicada por la heterogeneidad de las entidades.

Cuadro 1. Resultados de los modelos estimados por panel balanceado clásico

	Pool	Efectos fijos	Efectos aleatorios
α	5.986 (0.000)*		2.242 (0.000)*
LREM	0.352 (0.000)*	0.274 (0.000)*	0.293 (0.000)*
LDEL	0.326 (0.000)*	0.178 (0.000)*	0.190 (0.000)*
LILPC	-0.763 (0.000)*	0.622 (0.000)*	0.530 (0.000)*
\mathbb{R}^2	0.656	0.464	0.455
F	160.745 (0.000)*	63.812 (0.000)*	
χ^2			211.213 (0.000)*
JB	0.081 (0.960)		
σ_{u}			0.077
σ_{e}			0.001
ρ		0.980	0.966
θ			0.949
Hausman**		13.504 (0.003)*	

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022)

Modelos de panel de rezago espacial

Los resultados mostrados en el cuadro 2 indican que fue estadísticamente significativo incorporar el componente espacial al panel mediante una matriz de contigüidad tipo reina, ya que el coeficiente de λ lo fue al 5% en ambas estimaciones, es decir, existió autocorrelación espacial. En el caso del modelo de rezago espacial de efectos fijos, señala que el incremento

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula

^(**) Prueba de decisión para el modelo de efectos aleatorios y el de efectos fijos

σ_u: Error estándar del efecto individual

σ_e: Error estándar del error idiosincrático

ρ: Correlación intraclase

Θ: Medida del tamaño relativo entre la variación between y within

de 1% de las remesas generó un aumento de 0.118 puntos porcentuales en la ocupación del sector informal de los hogares; sin embargo, la variable de control de la incidencia delictiva sólo fue significativa al 10%.

Por su parte, la estimación por efectos aleatorios señala que existió el efecto de heterogeneidad a nivel individual entre las entidades y se obtuvo que el incremento de 1% de las remesas aumentaron la ocupación en el sector informal de los hogares en 0.147 puntos porcentuales. No obstante, la prueba de Hausman para estimaciones espaciales sugiere que la más consistente por rezago espacial es la de efectos fijos, ya que la prueba rechaza la hipótesis nula.

Cuadro 2. Resultados de los modelos estimados por panel de rezago espacial

	Efectos fijos	Efectos aleatorios
α		0.751 (0.005)
LREM	0.118 (0.000)*	0.147 (0.000)
LDEL	0.049 (0.068)	0.075 (0.005)
LILPC	0.349 (0.000)	0.338 (0.000)
λ	0.586 (0.000)	0.528 (0.000)
ф		102.65 (0.000)
Hausman	45.764 (0.000)*	

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022)

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula

λ: Coeficiente de rezago espacial

φ: Coeficiente de variación entre los individuos

Modelos de panel de error espacial

Los resultados mostrados en el cuadro 3 indican que, al incorporar el componente espacial mediante una matriz de contigüidad tipo reina, su efecto está contenido en los errores, es decir, que existe dependencia espacial en ellos, ya que ρ es estadísticamente significativo en ambas estimaciones.

En el caso del modelo de efectos fijos, el incremento de 1% de las remesas se tradujo en un aumento de 0.174 puntos porcentuales de la población ocupada en el sector informal de los hogares; sin embargo, la variable de control de la incidencia delictiva no fue significativa.

En contraste, en el modelo de efectos aleatorios la elasticidad fue mayor, pues señala que el incremento de 1% de las remesas generó un crecimiento de 0.276 puntos porcentuales de la ocupación referida; además, la heterogeneidad estatal está presente en la estimación. No obstante, la prueba de Hausman indica que la estimación más consistente es la de rezago espacial con efectos fijos.

Cuadro 3. Resultados de los modelos estimados por panel de error espacial

	Efectos fijos	Efectos aleatorios	
α		3.183 (0.000)*	
LREM	0.174 (0.001)*	0.276 (0.000)*	
LDEL	-0.012 (0.617)	0.019 (0.447)	
LILPC	0.439 (0.000)*	0.443 (0.000)*	
ф		82.793 (0.000)*	
ρ	0.667 (0.000)*	0.584 (0.000)*	
Hausman	9.722 (0.021)*		

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022)

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula

φ: Variación entre los individuos

ρ: Error espacial

Modelos de panel mixto (SARAR)

Al integrar en el panel tanto el rezago como el error, es decir, la dependencia y heterogeneidad espaciales se obtiene que los efectos están presentes en ambos modelos; sin embargo, la estimación por efectos fijos es más robusta, ya que las variables resultaron estadísticamente significativas al 5% y muestran los signos esperados. De esta forma, indica que el incremento de 1% en los ingresos por remesas, genera un crecimiento de 0.032 puntos porcentuales de la ocupación en el sector informal de los hogares.

En contraste, como se observa en el cuadro 4, el modelo de efectos aleatorios exhibe que no fue estadísticamente significativa la variable de control de incidencia delictiva y el coeficiente de las remesas estuvo sólo a 0.01 puntos de dejar de serlo, lo que le resta eficiencia a la estimación. Por su parte, la prueba de Hausman corrobora que la estimación más consistente es la de SARAR por efectos fijos.

Cuadro 4. Resultados de los modelos estimados por panel mixto (SARAR)

	Efectos fijos	Efectos aleatorios
		8.936
α		(0.000)
LDEM	0.032	0.090
LREM	(0.020)	(0.049)
LDEL	0.058	-0.019
	(0.001)	(0.244)
LILDO	0.122	0.256
LILPC	(0.005)	(0.000)
1		292.062
ф		(0.001)
1	0.851	-0.793
λ	(0.000)	(0.000)
	-0.885	0.924
ρ	(0.000)	(0.000)
TT	1	05.37
Hausman	(0	0.000)

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022)

^(*) Indica rechazo de la hipótesis nula

φ: Variación entre los individuos

λ: Coeficiente de rezago espacial

ρ: Error espacial

Pruebas de decisión

Las pruebas de Hausman espacial examinadas en las estimaciones anteriores apuntan a que los modelos de efectos fijos fueron más eficientes para representar la dinámica de la ocupación en el sector informal de los hogares en función de las remesas; sin embargo, en el cuadro 5 se exponen los resultados de pruebas más robustas.

Siguiendo a Croissant y Millo (2019), SLM1 y SLM2 son las pruebas espaciales del Multiplicador de Lagrange (LM) propuestas por Baltagi, Song y Koh. El primer contraste de hipótesis indica que la estimación más consistente es por efectos aleatorios, mientras que la segunda prueba muestra que existe autocorrelación espacial en la función planteada, lo que conduce a afirmar que los efectos fijos son más adecuados.

La tercera prueba, que es la condicional de LM robusta, también propuesta por Baltagi, Song y Koh, señala la presencia de autocorrelación espacial, situación que se corrobora con la prueba de Hausman; por su parte, el contraste de Hausman robusto indica que el modelo más adecuado es por efectos fijos.

Cuadro 5. Pruebas de elección de modelo

SLM1	SLM2	CLM	Hausman	Hausman robusta
27.874	1.889	6.568	23.972	5.559
(0.000)*	(0.058)	(0.000)*	(0.000)*	(0.000)*

Nota: Entre paréntesis se encuentra la probabilidad asociada a un nivel de significancia del 5%

(*) Indica rechazo de la hipótesis nula

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022)

Una vez visto que la estimación SARAR por efectos fijos es adecuada, se obtuvieron los errores o perturbaciones del panel por entidad federativa, en los que se identificó que las entidades de Aguascalientes, Baja California Sur, Coahuila, Ciudad de México, Jalisco, Estado de México, Querétaro, Tlaxcala, Veracruz y Yucatán pudieron tener efectos de retroalimentación, puesto que sus errores fueron estadísticamente significativos al 5% (véase figura 10). Ello se refiere a que los cambios que experimenten las entidades pueden afectar

el comportamiento de sus vecinas, es decir, un efecto de spillover causado por los flujos migratorios que son de distinta intensidad según la condición socioeconómica de las entidades.

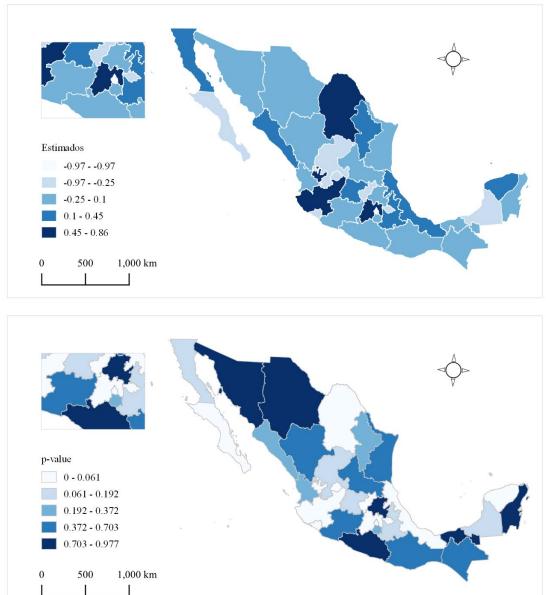


Figura 10. Errores o perturbaciones del modelo SARAR de efectos fijos

Fuente: cálculos propios con datos de BANXICO (2022), INEGI (2022e), SESNSP (2022) y CONEVAL (2022).

Análisis y discusión de resultados

El modelo de panel SARAR con efectos fijos fue el que representó adecuadamente parte de la dinámica de la ocupación en el sector informal de los hogares en las 32 entidades federativas, ya que se obtuvieron mejores resultados que en los modelos de panel tradicionales al incorporar el componente espacial en la variable endógena y en los errores mediante una matriz de contigüidad tipo reina de orden 1, después de haber identificado la presencia de autocorrelación espacial en las variables explicativas y la asociación positiva entre dicha modalidad de ocupación y los ingresos por remesas; además la prueba espacial de Hausman indicó que la estimación más consistente es por efectos fijos.

Retomando los coeficientes de la ecuación de resultado, desarrollado anteriormente en el cuadro 4:

$$LHINF_{it} = -0.885\rho + 0.032LREM_{it} + 0.058LDEL_{it} + 0.122LILPC_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(0.000) \quad (0.020) \quad (0.001) \quad (0.005)$$

Donde:
$$\varepsilon_{it} = 0.851\lambda + \epsilon_{it}$$
 (0.000)

Lo anterior conduce a comprobar la hipótesis de este trabajo, acerca del efecto positivo de los ingresos por remesas en la ocupación del sector informal de los hogares, pues el incremento de 1% de dichas transferencias se tradujo en un aumento de 0.032 puntos porcentuales de tal modalidad en el mercado de trabajo, durante el periodo de 2020q1 a 2021q4.

Tal efecto positivo es marginal y esperado, puesto que, como se revisó en los hechos estilizados, la participación de las remesas en el PIB fue de 3.8% en promedio del periodo, la cual es muy baja en comparación con otros países de América Latina; mientras que el VAB del sector informal como porcentaje del PIB tuvo una media de 11.7%, de acuerdo con datos de Banxico (2022) e INEGI (2022d).

El resultado es consistente con lo que señaló Vaaler (2014) acerca de que el impacto de las remesas en la inversión de micronegocios informales era mayor entre más grande fuera la participación del sector informal en el PIB; así como con el hallazgo de Yang (2011) sobre el incremento de la probabilidad en 14% de que los hogares receptores de remesas comiencen una actividad empresarial propia de manera informal.

En lo que corresponde a las investigaciones realizadas para México, el resultado de este trabajo es coherente con lo mostrado por Finkelstein y Mandelman (2016) en cuanto a que en los periodos de crisis coyunturales el autoempleo informal impulsado por las remesas, reaccionan más rápido al alza ante tales choques, en comparación con otras modalidades de trabajo.

De igual forma con los resultados de Cox y Rodríguez (2018) donde encontraron que aumentó la participación de las mujeres receptoras de remesas en el mercado laboral local en entidades de baja migración, lo que fue asociado al emprendimiento familiar informal.

Respecto a las variables de control empleadas, el incremento de 1% de los ingresos reales laborales per cápita produjo un incremento de 0.122 puntos porcentuales en la ocupación del sector informal de los hogares, lo cual encuentra sentido en que en los trimestres donde la pandemia fue más aguda el trabajo por cuenta propia como subocupación creció 70.5% entre el primer y segundo trimestres de 2020, así como aumentó 36.5% en 2021q4 respecto al mismo trimestre del año anterior, de acuerdo con datos del INEGI (2022e). Por otra parte, la elasticidad de los delitos totales por cada 100 mil habitantes respecto a la variable dependiente (0.058) indican que crímenes como el robo son una de las vías que alimentan el comercio y la ocupación informales.

Finalmente, la heterogeneidad individual de las entidades federativas sobre la informalidad puede asociarse a que no todas las demarcaciones tienen la misma intensidad migratoria, es mayor en los estados del sur y del bajío como se revisó en la sección anterior. Asimismo, el retorno de los migrantes implica que algunos de ellos tengan que dedicarse a actividades

informales más que otros, ante la imposibilidad de encontrar un empleo formal por temas asociados a las condiciones económicas ofrecidas en el mercado de trabajo o por discriminación, por mencionar algunos ejemplos.

Conclusiones

En respuesta a la pregunta de investigación que dirigió este trabajo, se estimaron modelos de panel doble logarítmicos, con y sin el componente espacial de efectos fijos y aleatorios, con el fin de discernir si la inclusión del espacio resultaba significativa. En dichos escenarios se asumió como variable dependiente la ocupación en el sector informal de los hogares y los ingresos por remesas como independiente, así como las variables de control de los ingresos reales laborales per cápita y la incidencia delictiva de fuero común por cada 100 mil habitantes, todo ello para las 32 entidades federativas en el periodo 2020q1 a 2021q4.

Las pruebas de decisión para las estimaciones espaciales apuntaron a que el modelo SARAR de efectos fijos es el más robusto para explicar la relación de referencia, de esta manera el componente espacial está incluido tanto en la variable endógena como en el término de error.

Se encontró que las remesas tuvieron un impacto positivo pero marginal en la ocupación en el sector informal de los hogares, pues el incremento de 1% en dichas transferencias generó un aumento de 0.032 puntos porcentuales de tal modalidad de empleo.

Asimismo, la estimación mostró que los errores con el componente espacial fueron estadísticamente significativos en las entidades de Aguascalientes, Baja California Sur, Coahuila, Ciudad de México, Jalisco, Estado de México, Querétaro, Tlaxcala, Veracruz y Yucatán lo que significa que tuvieron efectos de retroalimentación, es decir, que lo que ocurría en ellas afectaba a sus entidades vecinas.

Al respecto, cabe mencionar que la heterogeneidad de las entidades federativas sobre la informalidad puede estar asociado a la intensidad migratoria diferenciada de las demarcaciones, es decir, algunas son mayores expulsoras de migrantes que otras; asimismo, se explica por las diferencias en la incorporación al mercado de trabajo de los migrantes a su retorno, así como por los efectos between (como el ingreso) y within (como los periodos críticos de la pandemia).

La elasticidad obtenida fue congruente con las investigaciones empíricas dirigidas para México y otros países de América Latina que se revisaron en la literatura, así como con los elementos teóricos que señalan que cuando las remesas se utilizan para el financiamiento en países en desarrollo suelen destinarse a micronegocios familiares informales que generan escaso empleo; sin embargo, son una importante fuente de ingresos en contextos de crisis por su carácter contracíclico, así como en comunidades donde el acceso al crédito se ve obstaculizado.

Referencias

- Afsar, R., (2014). Remittances and SME Development: Reflections from South Asia. En *Migrant Remittances in South Asia. Social, Economic and Political Implications*, (135-157). Londres: Palgrave Macmillan.
- Alvarado, N. y Pérez, V. (2020). COVID-19 y crimen: Los grandes retos en la pandemia.

 Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Disponible en:

 https://blogs.iadb.org/seguridad-ciudadana/es/covid-19-y-crimen-los-grandes-retos-en-la-pandemia/
- Amuedo-Dorantes, C. y Pozo, S., (2006). Remittance receipt and business ownership in the Dominican Republic. *The World Economy*, 29(7), 939-956.
- BANXICO (Banco de México). (2021). Reporte sobre las Economías Regionales. Abril Junio 2021. México: BANXICO

- BANXICO. (2022). Sistema de Información Económica. Balanza de Pagos. Disponible en: http://anterior.banxico.org.mx/SieInternet/
- Barajas, A., Chami, R., Fullenkamp, C., Gapen, M. y Montiel, P., (2009). Do Workers' Remittances Promote Economic Growth?. *IMF Working Paper*, 153(9) 1-23.
- Canales, A. y Montiel, I., (2004). Remesas e inversión productiva en comunidades de alta migración a Estados Unidos. El caso de Teocaltiche, Jalisco. *Migraciones internacionales*, 3(2) 142-172.
- Cervantes, J. (2022). El ingreso en México por remesas supera a la inversión pública. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).
- Chatterjee, S. y Turnovsky, S., (2018). Remittances and the informal economy. *Journal of Development Economics*, 133, 66-83.
- CONAPO (Consejo Nacional de Población), Fundación BBVA y BBVA Research, (2018). Anuario de Migración y Remesas México 2018. México: CONAPO-Fundación BBVA-BBVA Research.
- CONAPO, Fundación BBVA y BBVA Research, (2022). *Anuario de Migración y Remesas México* 2022. México: CONAPO-Fundación BBVA-BBVA Research.
- CONEVAL. (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social) (2022). Índice de la Tendencia Laboral de la Pobreza (ITLP). Disponible en:

 https://www.coneval.org.mx/Medicion/Paginas/Indice-de-la-tendencia-laboral-de-la-pobreza-(ITLP).aspx
- Cox, A. y Rodríguez, E., (2008). Remittances and Labor Force Participation in Mexico: An Analysis Using Propensity Score Matching. *World Development*, 37(5), 1004-1014.
- Croissant, Y. y Millo, G., (2019). Spatial Panels. En: Panel Data *Econometrics with R* (245-285). India: Wiley.
- Das, A. y Chowdhury, M., (2019). Macroeconomic impacts of remittances in Bangladesh: The role of reverse flows. *Economic Notes*, 48(3), 1-20.
- Finkelstein, A. y Mandelman, F., (2016). Remittances, entrepreneurship, and employment dynamics over the business cycle. *Journal of International Economics*, 103, 184-199.

- Hansing, K. y Orozco, M., (2014). The Role and Impact of Remittances on Small Business Development during Cuba's Current Economic Reforms. *DesiguALdades.net Working Paper Series*. 69, 1-27.
- Hanusch, M. y Vaaler, P., (2015). Migrant remittances, capital constraints and new business starts in developing countries. *World Bank Group Macroeconomics and Fiscal Management*, 8, 1-4.
- INEGI. (2018). Sistema de Cuentas Nacionales de México. Fuentes y metodologías. Año base 2013. México: INEGI.
- INEGI. (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2022a). PIB por actividad económica. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/temas/pib/
- INEGI. (2022b). Sectores Institucionales. Base 2013. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/programas/si/2013/
- INEGI. (2022c). PIB por Entidad Federativa (PIBE). Base 2013. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/programas/pibent/2013/
- INEGI. (2022d). Medición de la Economía Informal. Base 2013. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/programas/pibmed/2013/
- INEGI. (2022e). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), población de 15 años y más de edad. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/
- Martinez, C., Cummings, M. y Vaaler, P., (2014). Economic informality and the venture funding impact of migrant remittances to developing countries. *Journal of Business Venturing*. 30(2015, 526-545.
- Nájera, J., (2016). El complejo estudio de la actual migración en tránsito por México: Actores, temáticas y circunstancias. *Migraciones Internacionales*, 8(30), 255-266.
- Organización de las Naciones Unidas (ONU), Comisión Europea (CE), Fondo Monetario Internacional (FMI), Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) y Banco Mundial (BM). (2016). Sistema de Cuentas Nacionales 2008. (CEPAL, trad.) (Original publicado en 2009). https://cutt.ly/ayUWrMd
- Ratha, D., Ju, E., Plaza, S., Riordan, E. y Chandra, V. (2022). *Migration and Development Brief 36: A war in a pandemic: Implications of the Russian invasion of Ukraine and the COVID-19 crisis on Global Governance of Migration and Remittance flows*.

KNOMAD-World Bank, Washington, DC.

https://www.knomad.org/sites/default/files/2022-

07/migration and development brief 36 may 2022 0.pdf

- Samaniego, N. (2020). El Covid-19 y el desplome del empleo en México. *Economía UNAM*, 17(51), 306-314.
- SESNSP. (Secretariado Ejecutivo del Sistema Nacional de Seguridad Pública). (2022). Incidencia delictiva. Disponible en: https://www.gob.mx/sesnsp/acciones-y-programas/incidencia-delictiva-299891?state=published
- Yang, D., (2011). Migrant Remittances. *Journal of Economic Perspectives*. 25(3), 129-152.