

INSTITUTO DE ESTUDIOS LABORALES Y DEL DESARROLLO ECONÓMICO (ielde)  
Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales  
Universidad Nacional de Salta (UNSa)  
Salta  
Argentina

## **Documentos de Trabajo**

# **Migración y desempleo: Un análisis espacial para el Noroeste argentino**

Carlos Daniel Navarro

Otoño de 2015  
Nº 14

ielde – Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales - UNSa

<http://www.economicas.unsa.edu.ar/ielde>

UNSa: Av. Bolivia 5150, A4408FVY, Salta, Argentina  
ISSN 1852-1118 (impreso), ISSN 1852-1223 (en línea)

# Migración y Desempleo: Un análisis espacial para el Noroeste argentino<sup>\*</sup>

Carlos Daniel Navarro

*Universidad Nacional de Salta (Argentina)*

(E-mail: [carlosdanieln@gmail.com](mailto:carlosdanieln@gmail.com))

## *Resumen*

Este trabajo estudia la influencia del fenómeno migratorio sobre la distribución geográfica del desempleo en los departamentos del Noroeste Argentino. Dos escuelas de pensamiento económico presentan teorías opuestas al respecto, la escuela neoclásica sostiene que la migración tendría un efecto equilibrador sobre el desempleo interdepartamental, mientras que la Nueva Geografía Económica (NGE) postula que la migración generaría disparidades de desempleo y posibles agrupamientos departamentales de la actividad económica. Usando datos del Censo 2001, los modelos de regresión espacial señalan que las tasas de inmigración (de corto y mediano plazo), y el nivel relativo de educación inmigrante influyen negativamente sobre la desocupación, incrementando las disparidades entre departamentos (NGE). Además la inmigración, y su capital humano, en departamentos vecinos producen efectos derrame negativos sobre el desempleo local, fundamentando la existencia de agrupamientos departamentales en la actividad económica (NGE).

**Códigos JEL:** C21, R12, C52.

**Palabras clave:** Migración, Desempleo regional, Econometría espacial.

## *Abstract*

This paper studies the influence of migration on the geographical distribution of unemployment in the departments of Argentine Northwest. Two schools of economic thought have opposite theories: the neoclassical school maintains that the migration would have a balancing effect on the interdepartmental unemployment, while the New Economic Geography (NEG) posits that migration generate greater disparities in unemployment and possible departmental clusters economic activity. Using a database of Census 2001, the spatial regression models show that immigration rates (short and medium term), and the relative education level of immigrant affect negatively to unemployment, increasing disparities between departments (NEG). Also the immigration, and its human capital, in neighboring departments produces negative spillover effects on local unemployment, supporting the existence of departmental clusters in economic activity (NEG).

**JEL codes:** C21, R12, C52.

**Keywords:** Migration, Regional unemployment, Spatial econometrics.

---

<sup>\*</sup>Este trabajo presenta los principales resultados de la tesis de grado del autor dirigida por el Dr. Marcos Herrera. El autor agradece los valiosos comentarios de su director así como de los profesores Jorge Paz y Juan Carlos Cid. Los errores y omisiones en este documento son única responsabilidad del autor.

# 1. Introducción

El análisis de la migración y del desempleo es uno de los temas de economía política que ha despertado mayor debate. El motivo proviene de las diferentes dimensiones que conlleva la relación migración-desempleo tales como cuestiones de índole cultural, ideológica, de integración social y, por supuesto, económicas. Desde este punto de vista, en algunos casos, se atribuye a los movimientos migratorios el desarrollo de un país, región o ciudad. Por ejemplo, países como Canadá y Australia consideran a la inmigración como uno de los factores causales del posterior éxito económico.

La importancia de los flujos migratorios, y su impacto entre las regiones, se relaciona fuertemente con el capital humano. El trabajador no solo se traslada físicamente sino que lleva consigo diferentes habilidades y conocimientos. Al respecto, algunos autores sostienen que la divergencia entre el desarrollo industrial de América del Norte, y el predominio del sector primario en América Latina, se sustentó en la inmigración europea principalmente del noroeste (cuna de la revolución industrial en siglo XVIII) en el primer caso, y del suroeste en el segundo (Sonogo, 1995).

Este trabajo analiza una región particular de la Argentina como lo es el Noroeste argentino<sup>1</sup> (NOA). Históricamente, nuestro país se desarrolló económicamente por medio del agro y la exportación, en donde la inmigración jugó un papel principal. La región del NOA y Salta en particular no estuvieron exentas de su impacto. Según Antonelli *et al.* (2011), Salta en la época colonial tenía una importante actividad económica en el actual territorio argentino: el engorde de mulas para la minería del Potosí. Esta situación provocó, en tal época, migraciones de importancia generando una mayor concentración de población en el Noroeste Argentino (NOA) con respecto a la distribución nacional. Luego, con el desarrollo del modelo agro-exportador argentino, la población pasó a concentrarse en la región Pampeana, cerca del puerto de Buenos Aires, ganando relevancia la migración interna por estacionalidades de empleo en época de cosecha de granos, más conocida como migración golondrina.

En lo concerniente al desempleo, el mismo es un problema económico, político y social que afecta a las economías modernas sin excepción. Existen diferentes interpretaciones sobre el desempleo, una de ellas es que es un fenómeno producto del desequilibrio del mercado laboral en un determinado sistema productivo. Este desequilibrio no es estable a lo largo del tiempo y puede experimentar grandes fluctuaciones debido a estacionalidades, ciclos económicos, etc. El contexto en el que se produce el desempleo viene dado por las instituciones, normas que configuran el entramado legal que rigen las relaciones entre la oferta de trabajo de los individuos y la demanda de las organizaciones, facilitando o restringiendo la actividad económica e influyendo en la composición del sistema productivo. También interviene el desarrollo de los medios de transporte y las comunicaciones, que significa la ruptura de las fronteras geográficas en la búsqueda tanto de empleo, fomentando la migración de trabajadores, como de insumos y nuevos mercados, fomentando la producción.

El interés de la presente investigación estará centrado en la distribución espacial de la mi-

---

<sup>1</sup>La región del Noroeste argentino se encuentra integrada por las provincias de: Jujuy, Salta, Tucumán, Catamarca, La Rioja, y Santiago del Estero.

gración y el desempleo, así como en la relación espacial entre ambas variables. Dicha relación ha sido a menudo considerada desde una perspectiva nacional limitando la realidad que se experimenta en las regiones intra-nacionales. Estas regiones poseen características que permiten diferenciarlas, y acunan relaciones económicas atrayentes o expulsoras de mano de obra que varían con el tiempo en función de la evolución de los métodos de producción.

Desde el punto de vista teórico, el primer impacto de un incremento de la inmigración será el aumento de la oferta de trabajo en la región receptora, pero también implicará un mayor consumo de bienes y servicios, es decir un ensanchamiento del mercado en tal región, fomentando la producción y el crecimiento de la demanda laboral por parte de las empresas. Al menos dos escuelas económicas han desarrollado modelos para comprender los posibles efectos regionales de un desplazamiento de la mano de obra: la escuela neoclásica y la escuela de la Nueva Geografía Económica (NGE).

Para la escuela neoclásica, en el corto plazo, la inmigración generará un incremento de la oferta laboral que no podrá ser compensado por parte de la demanda laboral, dado el nivel salarial, ocasionando desempleo en la región receptora (mayor inmigración generará mayor desempleo). Por otro lado, lo opuesto ocurre en las regiones expulsoras de las cuales los trabajadores emigran, disminuyendo el nivel de desempleo debido a la salida de trabajadores. Desde una perspectiva de equilibrio general, esta escuela observa a la migración como una variable de ajuste que equilibra el desempleo entre regiones. Asimismo deja en segundo plano las consecuencias de la emigración en regiones deprimidas: pérdida de población y, por consiguiente, una reducción del consumo. Además, dependiendo de si la población emigrante posee altas cualificaciones, es posible que se altere fuertemente la estructura productiva regional.

Una visión alternativa es la que presenta la NGE. Asumiendo mercados imperfectos, considera que la inmigración afecta principalmente al mercado de consumo ensanchándolo (mayor demanda de consumo de bienes durables, no durables y de servicios, ya sea públicos o privados como provisión de agua, escolaridad, comunicaciones, etc.). Este impacto aumenta la demanda laboral de las empresas superando al incremento de la oferta de trabajo debido a la inmigración. Como consecuencia final, la inmigración acentúa los desequilibrios regionales produciendo un menor nivel de desempleo con un mayor crecimiento económico en la región receptora (mayor inmigración generará menor desempleo). En la región expulsora, el resultado es un mercado de consumo más pequeño debido a la salida de población y un nivel de desempleo mayor al estado inicial. Teniendo en cuenta esta visión, podrían existir comportamientos regionales tendientes a la formación de grupos de regiones adelantadas en los cuales las características de los factores productivos incidirían de manera distinta y el mercado de trabajo no permanecería inmune.

El presente estudio pretende dilucidar de manera empírica cómo afecta la inmigración al desempleo en los departamentos de las provincias que integran el NOA. La disponibilidad de los datos necesarios a nivel departamental para tal fin ha permitido plantear el análisis para el año 2001.

El trabajo se estructura en cinco secciones. En la sección 2 se hace una revisión de la literatura relevante al tema, de escasa investigación para nuestro país. En la sección 3 se realiza un análisis descriptivo y un análisis exploratorio espacial que muestra la importancia de la

localización geográfica para el desempleo y la migración. En la sección 4 se presentan las estimaciones econométricas estándares y se comparan con las propuestas por la econometría espacial. Finalmente, en la sección 5 se enuncian las conclusiones más relevantes.

## 2. Revisión de la literatura

### 2.1. Efectos de la migración sobre el desempleo: Teorías contrapuestas.

La relación entre desempleo y migración puede ser estudiada bajo diferentes modelos teóricos. Uno de las más habituales es el neoclásico bajo el planteamiento de un conjunto de supuestos como perfecta movilidad laboral, homogeneidad de la mano de obra (sustituibilidad), salarios flexibles (fijados por el mercado), competencia perfecta en los mercados de factores y de productos, incluyendo información perfecta. Bajo estos supuestos, los trabajadores que se encuentran desempleados lo están voluntariamente. La existencia de un desequilibrio que implique desempleo involuntario queda circunscripto a la presencia de instituciones (como un salario mínimo) y normas o prácticas que alteren la competencia perfecta.

En contraste, siguiendo a Krugman (1991), el enfoque de la Nueva Geografía Económica se plantea desde el punto de vista de las unidades geográficas, en virtud de que la actividad económica que se desarrolla entre ellas puede llegar a concentrarse, obedeciendo a factores tales como la distancia (implicando necesariamente costos de transporte para la provisión de bienes), la demanda de productos en las regiones y la existencia de rendimientos crecientes en la producción.

Con respecto a los supuestos teóricos que subyacen en la modelización se destacan: competencia imperfecta (rendimientos crecientes), existencia de movilidad perfecta de recursos entre regiones y costos en el transporte de los bienes.

La aglomeración económica ocurre a partir de la confluencia de fuerzas. Fuerzas centrípetas que contribuyen al agrupamiento de una actividad económica. Y fuerzas centrífugas que contribuyen a su movilización. El balance resultante entre ambas fuerzas dará como resultado la aglomeración o no de la actividad económica.

Cuando los costos de transporte son substanciosos, las localizaciones atractivas para la producción son aquellas más cercanas a mercados y proveedores, *ceteris paribus*. Esta concentración tiende a atraer a factores móviles de la producción (inmigración). A su vez los trabajadores tienen mejores oportunidades de trabajo y consumo donde la producción está más concentrada. La concentración de la mano de obra genera más consumo de bienes haciéndola más atractiva para las empresas.

Por lo tanto, puede notarse que las fuerzas centrípetas se generan por causalidad circular de conexiones hacia adelante (incentivo de los trabajadores, especialmente manufactureros, para estar cerca de los productores de bienes de consumo) y conexiones hacia atrás (incentivo de los productores para concentrarse donde el mercado es mayor).

Al mismo tiempo, la decisión individual de migrar es un razonamiento que se nutre de la información disponible acerca del área de origen y del área de destino. Entre los diversos motivos están los lazos familiares que se poseen en otras regiones, la incorporación de capital humano (más vinculado a los jóvenes), y los motivos laborales. Estos últimos tienen como argumento la

capacidad de generar beneficios mayores a los esperados en el caso de quedarse en el área de origen.

La emigración desde un área A hacia otra B, tiene en cuenta los flujos netos actuales de salario esperado, ponderados por las probabilidades de empleo. Este resultado debe favorecer al área B. Por ejemplo, suponiendo un mismo nivel salarial, superior al de competencia perfecta, que rige en ambas áreas, una mayor probabilidad de empleo (o menor de desempleo) en el área B determinará el movimiento. Además al ser neto, el flujo del área B implica la deducción de los costos de migración (transporte, vivienda, etc.).

El movimiento migratorio generará un efecto directo, el cual es engrosar la oferta de trabajo en la región B. Pero también un efecto indirecto, al incrementar la demanda de bienes allí y por lo tanto la producción. En el enfoque neoclásico, el aumento de la oferta de mano de obra como consecuencia de la inmigración será superior al efecto demanda, incrementando el desempleo en el área B, y reduciendo los diferenciales de desempleo entre ambas áreas.

Sin embargo, la mano de obra que se mueve entre los mercados de trabajo puede no ser homogénea, sino que habría autoselección en la migración puesto que es más probable entre los individuos más calificados (Elhorst, 2003). Estos individuos encuentran un mercado interregional más amplio para vender sus capacidades productivas que los de menor calificación, en virtud de su adaptabilidad a sistemas productivos diferentes e inclusive contarían con mayor capacidad de búsqueda de empleo (Borjas, 2005). Tal situación entrañaría para la región de salida mayor desempleo y mayor atraso, debido a la confluencia en la misma de dos efectos negativos: una disminución de oferta de mano de obra muy productiva, y una disminución de demanda de trabajo debido a la huida de empresas inversoras intensivas en mano de obra calificada. Además de las reducciones en términos de consumo, también influyentes en el empleo y la producción total de la región, lo cual podría ocasionar la salida de otras empresas. y como consecuencia aumentar las diferencias regionales en desempleo. Justamente, según la Nueva Geografía Económica, en virtud de que es beneficioso para los trabajadores y para las empresas estar concentrados regionalmente, el impacto de la inmigración sobre el desempleo sería negativo en la región de destino. Sin embargo, para las áreas de origen o áreas expulsoras la correspondiente emigración significaría la entrada en un espiral hacia abajo en términos de producción y empleo puesto que las fuerzas centrífugas dominarían sobre las centrípetas. El resultado de este proceso es que habría dispersión de la actividad económica, y por ende del desempleo, entre las regiones debido a los efectos de aglomeración.

## **2.2. Efectos de la migración sobre el desempleo: Estudios empíricos.**

Las investigaciones llevadas a cabo sobre la relación entre migración y desempleo son numerosas, pero muy pocas estudian los efectos de la migración sobre el desempleo a nivel regional, tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

El Cuadro 1 resume y agrupa los estudios más relevantes realizados en otros países y los encontrados para Argentina. En las investigaciones internacionales se destaca el enfoque regional junto al uso de herramientas estadísticas y econométricas espaciales, mientras que en las investigaciones nacionales (menos numerosas) prima el análisis descriptivo estándar utilizando

al nivel provincial como la menor unidad de agregación regional. A su vez, los resultados a los que se arriba en otros países (en su mayoría) dan sustento a la teoría de la nueva geografía económica (impacto negativo de la inmigración sobre el desempleo). Los resultados en nuestro país son dispares.

**Cuadro 1: Revisión de la literatura**

País	Autor/es y fecha	Período de estudio	Tamaño de la muestra y unidad de análisis	Tipo de análisis	Herramientas espaciales	Variable de migración	Impacto sobre el desempleo
<b>España</b>	Lopez Bazo <i>et al.</i> (1999)	1985 y 1997	50 provincias	inferencial-corte transversal	AEDE, modelos SLM	tasa de migración neta	negativo y significativo en 1997
<b>Turquía</b>	Filiztekin (2007)	1980 y 2000	81 provincias	inferencial-corte transversal	AEDE, modelos SEM(1980) y MCO(2000)	tasa de migración neta	negativo y significativo en 2000
<b>Italia</b>	Basile <i>et al.</i> (2010)	1995-2007	103 provincias	inferencial-panel espacial	AEDE, modelos espaciales de panel	tasa de migración neta	negativo y significativo
<b>Colombia</b>	Díaz (2011)	2003 y 2005	497 municipios	inferencial-corte transversal en diferencias	AEDE, modelo SDM	proporción de inmigrantes en edad de trabajar	negativo y significativo
<b>Argentina</b>	Cortés y Groisman (2004)	1990-2000	Gran Buenos Aires	descriptivo	no	porcentaje de inmigrantes de países limítrofes y de otras provincias, después de 1995	negativo (inmigrantes limítrofes) y positivo (inmigrantes de otras provincias), después de 1995
<b>Argentina</b>	Maurizio (2006)	1990-2005	Argentina	descriptivo	no	porcentaje de inmigrantes de países limítrofes	positivo (1998-2002)

### 3. Análisis Exploratorio

#### 3.1. La fuente de los datos

Los datos provienen del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas del año 2001. El mismo se realizó entre los días 17 y 18 de Noviembre de ese año. Si bien existe un censo más reciente realizado en el año 2010, la base de datos correspondiente a migraciones no se encuentra completa.

El objetivo del Censo es recoger, recopilar, evaluar, analizar y publicar los datos que caracterizan a la población total en sus aspectos demográficos, habitacionales, y económicos. A pesar de no poseer información exhaustiva sobre las características socioeconómicas como la Encuesta Permanente de Hogares, es el único relevamiento estadístico que provee información a nivel departamental.

El Censo 2001 releva la actividad económica de la población mayor a 14 años, y define como desocupados a la “población que [...] desarrolló, durante las cuatro semanas anteriores al día del censo, acciones tendientes a establecer una relación laboral o iniciar una actividad empresaria (tales como responder o publicar avisos en los diarios u otros medios solicitando

empleo, registrarse en bolsas de trabajo, buscar recursos financieros o materiales para establecer una empresa, solicitar permisos y licencias para iniciar una actividad (laboral, etc.)”<sup>2</sup>.

Para estimar la tasa de desocupación se ha considerado la cantidad de individuos desocupados en cada departamento de la región NOA, a la fecha del Censo.

La otra variable relevante es la inmigración, que puede definirse desde dos puntos en el tiempo:

- la población que en 1996 residía en otra localidad o paraje de la provincia donde fue censada, en otra provincia u otro país.
- la población que desde hace 6 meses o más antes de la fecha del Censo tenía su residencia, o estaba decidida a fijarla, en otra localidad o paraje de la provincia donde fue censada, en otra provincia u otro país.

De esta manera se captan dos formas de inmigración, una de mediano plazo (5 años) y una de corto plazo (menor al año).

Además de estas variables también entrarán en consideración otras características demográficas y socioeconómicas, que permiten caracterizar a los departamentos de la región.

### 3.2. Análisis descriptivo estándar: Primeras evidencias

Para el estudio de las relaciones entre inmigración y desempleo las variables claves serán la tasa de desocupación, y el porcentaje de inmigrantes respecto a la población total de cada departamento. La desocupación para el total país, según el Censo alcanzó una tasa promedio de 28,50 %.

El Cuadro 2 evalúa a la población inmigrante de los 117 departamentos del NOA en quintiles de tasa de desocupación. Como fue detallado en la sección previa, la información del Censo permite definir dos tipos de inmigrantes. Aquellas personas que residían en otra provincia, departamento o país en 1996 (5 años antes del Censo), se denominarán inmigrantes no recientes. Mientras que aquellas que hace 6 meses o más (desde la fecha del Censo) residían o estaban decididos a fijar su residencia en otro departamento, provincia o país, se llamarán inmigrantes recientes. Ambos tipos de inmigrantes se contemplan como porcentaje de la población total: el área gris oscura señala los departamentos con porcentaje de inmigración igual o superior a la media de 10,15 % y 2,75 %, respectivamente. También se contemplan los años de educación promedio de la Población Económicamente Activa (PEA) Total, y de la PEA inmigrante.

---

<sup>2</sup>A partir del trabajo de Giusti *et al.* (2001), la Dirección Nacional de Estadísticas Sociales y de Población ha observado que los relevamientos sobre desempleo del Censo 2001 discrepan con respecto a los obtenidos por la EPH (puntual) en octubre del mismo año. Al comparar las tasas de desocupación para los aglomerados relevados en la EPH, tal discrepancia llega a valores de un 20 %. En el caso de los aglomerados del NOA las diferencias llegan al 18 %.

Mediante ejercicios de comparación y simulación, los autores llegaron a determinar que algunas formas de empleo (como el subempleo, y el trabajo en negro) y dificultades en la búsqueda de empleo (como los desalentados) habrían sido registrados en el Censo como desocupados, mientras que en la EPH cada uno de ellos pueden identificarse, en virtud del cuestionario específico sobre aspectos socioeconómicos. Estas diferencias metodológicas provocarían que en contextos de estabilidad económica (Censo 1991 comparado con EPH de octubre de 1991) no sean tan disímiles las medidas relevadas, entretanto que en escenarios económicos de crisis (agregándose la menor preparación de los encuestadores del Censo en comparación a los de la EPH) contribuiría a sobreestimar las tasas de desocupación.



Dado que los desarrollos productivos y los mercados difieren según la composición y características de la población, los departamentos se han clasificado en tres categorías:

- Rural: cuya razón de población urbana respecto a la rural es menor que 1 (mayor población en zonas rurales).
- Urbano-Rural: con dicha razón entre 1 y 2 (población urbana entre 1 y 2 veces la población rural).
- Urbano: cuando la razón es igual o superior a 2 (la población en áreas urbanas del departamento representa el doble o más de la población que habita en áreas rurales)<sup>3</sup>.

**Cuadro 2: Tasas de inmigración y años de educación por quintil de desocupación Total**

Grupo (quintil de desocupación)		Promedios Totales				Promedios para Inmigrantes								
						Rural (Nurb/Nrur < 1)			Urbano-Rural (1 ≤ Nurb/Nrur < 2)			Urbano (Nurb/Nrur ≥ 2)		
		<i>u</i>	<i>a</i>	<i>i1</i>	<i>e-PEA</i>	<i>u</i>	<i>a</i>	<i>e-PEA</i>	<i>u</i>	<i>a</i>	<i>e-PEA</i>	<i>u</i>	<i>a</i>	<i>e-PEA</i>
Inmig. No Reciente	1	13,07	50,85	<b>13,50</b>	7,63	10,45	46,59	<b>8,45</b>	15,71	45,38	<b>8,23</b>	10,35	57,79	<b>9,29</b>
	2	19,50	50,87	<b>11,97</b>	8,06	19,89	44,82	<b>8,47</b>	13,63	50,64	<b>9,08</b>	16,34	49,19	<b>9,16</b>
	3	27,08	51,06	<b>10,57</b>	8,34	20,37	44,21	<b>8,32</b>	19,25	45,32	<b>8,67</b>	20,98	47,60	<b>9,61</b>
	4	29,26	49,86	<b>8,29</b>	7,98	23,33	42,22	<b>7,70</b>	21,33	45,88	<b>7,71</b>	26,06	46,54	<b>9,37</b>
	5	38,95	47,59	<b>6,25</b>	7,86	34,18	37,69	<b>7,63</b>	35,07	41,81	<b>8,66</b>	32,16	46,12	<b>8,55</b>
<b>Total</b>		24,65	50,06	<b>10,15</b>	7,97	20,06	43,67	<b>8,18</b>	20,14	46,02	<b>8,40</b>	23,53	47,95	<b>9,19</b>
Inmig. Reciente	1	13,07	50,85	<b>4,62</b>	7,63	7,31	47,22	<b>8,56</b>	13,95	40,03	<b>8,52</b>	9,07	50,32	<b>10,27</b>
	2	19,50	50,87	<b>2,86</b>	8,06	15,74	40,72	<b>9,40</b>	10,28	52,94	<b>9,41</b>	13,97	47,69	<b>9,27</b>
	3	27,08	51,06	<b>2,51</b>	8,34	17,66	42,25	<b>8,54</b>	13,65	44,85	<b>8,76</b>	18,89	42,99	<b>9,87</b>
	4	29,26	49,86	<b>2,26</b>	7,98	22,66	41,77	<b>8,03</b>	17,56	44,30	<b>7,43</b>	20,82	43,66	<b>9,46</b>
	5	38,95	47,59	<b>1,41</b>	7,86	30,88	40,47	<b>8,02</b>	28,47	40,03	<b>9,45</b>	26,04	46,00	<b>8,75</b>
<b>Total</b>		24,65	50,06	<b>2,75</b>	7,97	17,11	43,02	<b>8,57</b>	16,25	44,40	<b>8,60</b>	19,68	45,19	<b>9,42</b>

Nota: *u* = tasa de desocupación, *a* = tasa de actividad, *i5* = tasa de inmigración no reciente, *i1* = tasa de inmigración reciente y *e-PEA* = años de educación aprobados por la PEA.

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo 2001.

En el Cuadro 2 se puede destacar que los departamentos pertenecientes a los quintiles menores de desocupación recibieron mayor porcentaje de inmigrantes, respecto a la tasas medias. Por lo cual habría una relación inversa entre inmigración y tasa de desocupación.

De la misma manera, las tasas de actividad disminuyen al incrementarse la desocupación, aunque los valores medios son superiores en los departamentos más urbanizados, con una mayor participación laboral de los inmigrantes no recientes.

Los años de educación son mayores en los departamentos más urbanizados. Un promedio de 9,19 y 8,40 años de educación aprobados para inmigrantes no recientes, es decir, equivalente a secundario incompleto. Para los inmigrantes recientes tales valores ascienden a 9,42 y 8,60 años. En los departamentos rurales y urbanos, hay una clara tendencia de los años promedio de educación inmigrante (tanto no reciente como reciente) a disminuir a medida que se consideran mayores quintiles de desocupación.

<sup>3</sup>El Censo caracteriza, dentro de cada departamento, los agrupamientos espaciales de población denominados localidades. Estas se clasifican como: urbana de 2000 y más habitantes, rural agrupada (menos de 2000 habitantes) y rural dispersa. La clasificación de cada departamento, utilizada en los cuadros, proviene de la razón de población que habita en localidades urbanas (Nurb), respecto de los habitantes en localidades rurales (Nrur), agrupadas y dispersas.

Desde una óptica provincial, Catamarca y La Rioja poseen los departamentos más receptores de inmigrantes, que también muestran un mejor desempeño en términos de desempleo, sustentado principalmente en la importancia del sector público. Jujuy y Salta con mayor porcentaje de inmigrantes en las áreas rurales, detentan menores tasas de desocupación en tales áreas, gracias al desarrollo primario (agropecuario, minero) y de servicios (especialmente el comercio y el turismo). Santiago del Estero y Tucumán, las de menor atracción inmigrante, exhiben bajo desempeño en los sectores primario y secundario, producto de la competencia externa (especialmente la producción azucarera en tucumán), obteniendo un elevado desempleo.

Las tasas de desocupación para ambos tipos de inmigración crecen a medida que se avanza en los quintiles y según el nivel de urbanización, aunque son menores que las tasas medias totales en la mayoría de los departamentos. Esta situación implicaría que, a pesar de la alta desocupación, los inmigrantes que entran al mercado de trabajo pueden conseguir empleo provocando una disminución de la tasa de desocupación del departamento al cual ingresan.

### **3.3. Análisis exploratorio de datos espaciales: la importancia del espacio**

En la sección anterior no se analizaron los datos departamentales desde su ubicación particular, es decir, no se ha considerado el espacio que ocupan dentro de la provincia en relación a sus departamentos aledaños.

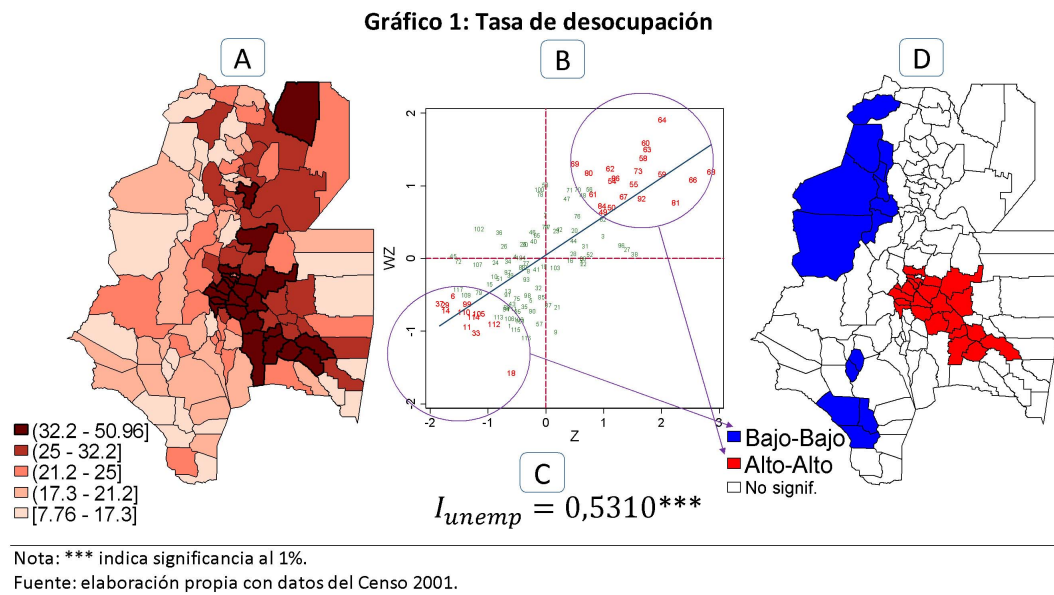
A partir del enfoque de la Nueva Geografía Económica es importante considerar la interacción que pudiera existir entre departamentos, especialmente los más cercanos. Estos efectos de interacción espacial se definen como:

- Dependencia espacial: ocurre cuando el valor que toma una variable en una región (o departamento en este caso), se explica no solamente por sus características propias sino por el valor que toma esa misma variable en regiones vecinas (según como se defina tal vecindad). En un sentido estadístico, puede medirse mediante la autocorrelación espacial que determina el grado en que los valores de un fenómeno en una región son similares a los de sus regiones vecinas. Será positiva si son similares, negativa si son disímiles y cero en caso de no existir autocorrelación espacial.
- Heterogeneidad espacial: ocurre cuando se examinan regiones heterogéneas en extremo (en tamaño, u otra característica) que, además, podrían conformar agrupamientos espaciales diferenciados en el fenómeno estudiado (por ejemplo un esquema centro-periferia). Esto indicaría la existencia de diferentes distribuciones en el espacio de la variable observada, afectando a las estimaciones de regresión, ya que su forma funcional y parámetros estimados podrían variar según la ubicación geográfica (inestabilidad estructural), o la varianza de las estimaciones dependería del espacio (heteroscedasticidad espacial).

El Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE), es una parte del análisis estadístico que busca detectar la presencia de efectos espaciales en los datos georreferenciados, y sirve de base para el posterior análisis de regresión. Es decir, brinda una guía para especificar el modelo econométrico incorporando efectos espaciales.

En el mapa A del Gráfico 1 se presenta la distribución espacial de la tasa de desocupación para el NOA. Los valores de alto desempleo se distribuyen en una franja centro-este que abarca a las provincias de Jujuy, Salta, Tucumán y Santiago del Estero, distinguiéndose una concentración particular entre los departamentos tucumanos de Famaillá, Monteros, Leales, Río Chico, Simoca y Graneros (con la máxima tasa en el NOA, 50,96 %), y los vecinos santiagueños de este último, Río Hondo y Guasayán.

Los departamentos con las menores tasas de desocupación en la región se ubican en la periferia, especialmente hacia el noroeste, donde se reúnen los departamentos jujeños de Rinconada y Susques, con La Poma y Cachi de Salta.



En la mayoría de los casos, los departamentos de baja (alta) desocupación lindan con otros pertenecientes a quintiles inferiores (superiores) a la desocupación media. Esto sugiere la existencia de dependencia o autocorrelación espacial positiva en las tasas de desocupación, que se prueba mediante el estadístico I de Moran Global<sup>4</sup>. El mismo requiere previamente definir una matriz  $W$  que captura los vecinos para cada departamento. En este caso se ha utilizado una matriz de contigüidad de tipo reina<sup>5</sup>, estandarizada por filas. El valor calculado del estadístico es positivo y significativo al 1% ( $I = 0,5310$ , sección C del Gráfico 1) por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación espacial.

Sin embargo, la detección de autocorrelación global positiva y significativa no permite distinguir se existen agrupamientos espaciales locales que se diferencien entre si. Una forma de detectar la existencia de estos agrupamientos o *clusters* es mediante el uso indicadores locales de

<sup>4</sup>El valor I de Moran Global es igual a: 
$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (y_i - \bar{y}) w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$
 cuando la matriz de contigüidad está estandarizada por filas.

<sup>5</sup>La elección se basa en que “todas las cosas están relacionadas entre sí, pero las cosas más próximas en el espacio tienen una relación mayor que las distantes” (Tobler, 1970). En tal sentido, una matriz de contigüidad tipo reina, define como vecinos de un departamento a aquellos que tienen un lado o vértice en común. La matriz está estandarizada por filas tal que la sumatoria de los elementos de cada fila es igual a 1.

asociación espacial (LISA). Uno de ellos es el estadístico I de Moran Local<sup>6</sup> que permite realizar una clasificación teniendo en cuenta si el valor de una variable en el departamento  $i$  sea mayor a la media total, y el valor ponderado en su vecindario también supere el promedio ponderado total (alto-alto); si ambos valores sean menores que los promedios respectivos (bajo-bajo); si el valor departamental supere la media pero el valor en el vecindario no (alto-bajo); o si el valor del departamento  $i$  sea menor al promedio mientras que en el vecindario sea mayor (bajo-alto). Esta clasificación se corresponde con los cuadrantes I, III, II y IV del diagrama de dispersión de la tasa de desocupación (gráfico B de Gráfico 1). Allí se observa que los departamentos con autocorrelación local significativa (valor-p menor que 0,05 en rojo) cuentan con las tasas más altas y más bajas de toda la región. Así, Antofagasta de la Sierra (Catamarca), La Poma, Los Andes (Salta) y Susques (Jujuy) se encuentran en el cuadrante bajo-bajo como *cold spots* o puntos fríos (Indicadores de Moran local de 1,144, 1,24, 0,941 y 1,285 respectivamente), mientras que los departamentos tucumanos como Graneros, Simoca y Leales, y santiagueños Capital, Río Hondo y Guasayán se encuentran en el cuadrante alto-alto como *hot spots* o puntos calientes (I de Moran local de 3,41, 3,83 y 2,74 respectivamente).

Los resultados anteriores se representan geográficamente en el mapa D del Gráfico 1, demostrando la existencia de un *cluster* o grupo de alto desempleo en el centro de la región (Santiago del Estero y Tucumán), dos *clusters* de bajo desempleo en La Rioja, y uno hacia el Noroeste entre Jujuy, Salta y Catamarca.

En los mapas A de los Gráficos 2 y 3, se observa la distribución espacial de las tasas de inmigración reciente y no reciente, respectivamente. Los departamentos más receptores se hallan agrupados en el extremo noroeste de la región: Cochinoca (Jujuy), La Poma (en Salta, con la máxima tasa de inmigración no reciente de 23,36%), Los Andes (Salta) y Antofagasta de la Sierra (en Catamarca, es el departamento con la mínima tasa de desocupación con 7,76%). Se agregan Tumbaya y Susques (Jujuy) en el caso de inmigración reciente.

Se destaca que la franja caracterizada por mayores tasas de desocupación (Gráfico 1), también es la que ostenta (en su mayoría) las menores tasas de inmigración (reciente y no reciente). Además, en el gráfico B de los Gráficos 2 y 3, se encuentra una relación inversa entre las tasas de desocupación y las tasas de inmigración promedio en el vecindario de cada departamento.

Los estadísticos de Moran globales (sección C, Gráficos 2 y 3) son significativos al 1% por lo cual existe autocorrelación espacial univariante (inmigración reciente:  $I = 0,2577$ , inmigración no reciente:  $I = 0,3968$ ). Por lo tanto, los departamentos que poseen altas (bajas) tasas de inmigración poseen vecinos que, en promedio, también ostentan altas (bajas) tasas.

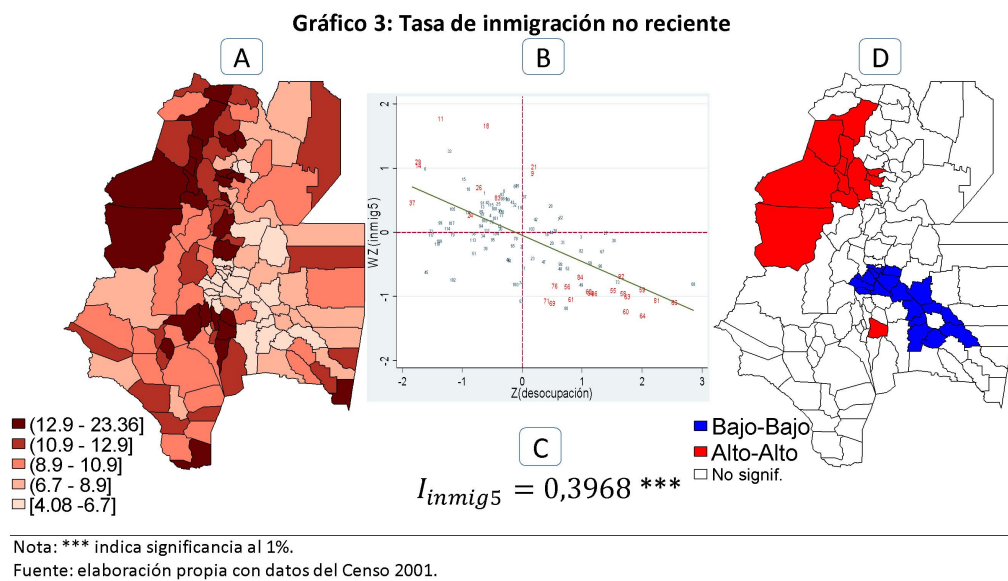
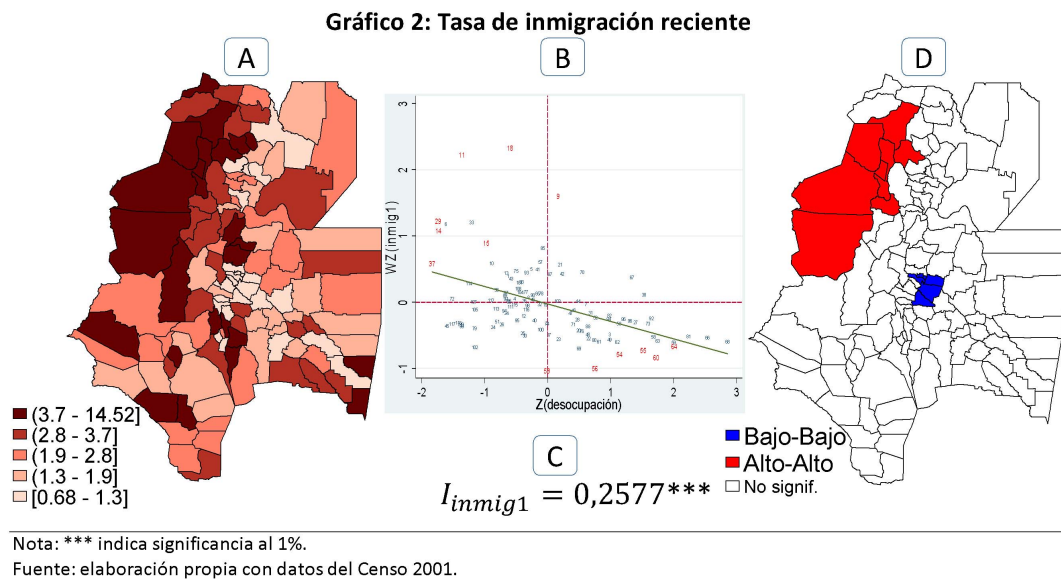
Los indicadores locales de Moran significativos (mapa D, Gráficos 2 y 3) destacan geográficamente a Antofagasta de la Sierra (Catamarca), La Poma, Los Andes (Salta) y Susques (Jujuy) en el grupo alto-alto como *hot spots*. Hay una gran concentración en el grupo bajo-bajo de departamentos pertenecientes a las provincias de Tucumán y Santiago del Estero, que a su vez

---

<sup>6</sup>El estadístico local de Moran para el  $i$ -ésimo departamento se define:  $I_i = \frac{n(y_i - \bar{y})}{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2} \sum_{j=1}^n w_{ij}(y_j - \bar{y})$ . Además

de informar sobre la significancia del agrupamiento espacial de la variable  $y$  alrededor del departamento  $i$ , cumple con:  $I = \sum_{i=1}^n I_i \gamma$  (cuando la matriz de contigüidad está estandarizada por filas  $\gamma = n^{-1}$ ).

integran el *cluster* significativo de alta desocupación, e incluye a sus respectivos departamentos capitales.



En resumen, el análisis exploratorio de datos espaciales llevado a cabo en esta sección, refleja la importancia de la distribución espacial, y más aún la existencia de interacciones espaciales departamentales en la región del NOA, tanto para la migración como para el desempleo. La evidencia encontrada apoya la existencia de una relación negativa entre ambas variables con agrupamientos significativos de los departamentos con baja tasa de desocupación que ostentan, a su vez, mayores tasas de inmigración.

## 4. Modelos de Regresión

### 4.1. Variables relevantes en la especificación

Siguiendo a Elhorst (2003) se incluyeron en el modelo de regresión las variables que se detallan en la Tabla 1, donde se presenta el nombre abreviado de cada una de las variables, con su definición y construcción, además del signo esperado de su efecto sobre la desocupación.

**Tabla 1: Definición de las variables**

Nombre corto de la variable	Definición	Construcción	Signo esperado
<b>unemp</b>	tasa de desocupación: porcentaje de personas desocupadas (que durante las 4 semanas anteriores al Censo realizaron acciones de búsqueda de trabajo o para iniciar una actividad empresarial), respecto del total de participantes en el mercado de trabajo (ocupados más desocupados, es decir, la PEA).	$\frac{D_i}{PEA_i} * 100$	
<b>inmig1</b>	tasa de inmigración reciente: porcentaje de personas que residían o estaban dispuestas a fijar su residencia en otro departamento, provincia o país, 6 meses o más antes de la fecha del Censo, respecto de la población total en el departamento	$\frac{INM_i^{reciente}}{N_i} * 100$	?
<b>inmig5</b>	tasa de inmigración no reciente: porcentaje de personas que residían en otro departamento, provincia o país en 1996 respecto de la población mayor de 5 años en el departamento.	$\frac{INM_i^{no\ reciente}}{N_i^{>5\ años}} * 100$	?
<b><i>a</i></b>	tasa de actividad: ocupados más desocupados respecto a la población total en el departamento.	$\frac{O_i + D_i}{N_i} * 100$	< 0
<b>%PEA18-25</b>	PEA joven: porcentaje de la PEA departamental con edades entre 18 y 25 años.	$\frac{PEA_i^{18-25}}{PEA_i} * 100$	> 0
<b>PEAh_PEAm</b>	masculinidad de la PEA: cantidad de hombres por cada mujer en la PEA.	$\frac{PEA_i^{hombre}}{PEA_i^{mujer}}$	< 0
<b>Npriv_Nspriv</b>	razón de población perteneciente a hogares con privación de recursos corrientes respecto a aquellos sin privación.	$\frac{N_i^{hogares\ con\ privación}}{N_i^{hogares\ sin\ privación}}$	> 0
<b>%Ndep</b>	proporción de población regional en el departamento.	$\frac{N_i}{N_{NOA}} * 100$	< 0
<b>%Nurbdep</b>	proporción de población urbana en el departamento.	$\frac{N_i^{urbana}}{N_{NOA}^{urbana}} * 100$	< 0
<b>EDun_EDoc</b>	años de educación promedio de desocupados con respecto a los de ocupados.	$\frac{ED_i^D}{ED_i^O}$	< 0
<b>EDinm1_EDtot</b>	años de educación promedio aprobados por inmigrantes recientes respecto a los de la población total.	$\frac{ED_i^{INM\ reciente}}{ED_i^{PT}}$	?
<b>EDinm5_EDtot</b>	años de educación promedio aprobados por inmigrantes no recientes respecto a los de la población total.	$\frac{ED_i^{INM\ no\ reciente}}{ED_i^N}$	?
<b>%EMPprofytec</b>	proporción de empleos con calificación profesional y técnica.	$\frac{O_i^{prof.\ y\ técnica}}{O_i} * 100$	?

(Continúa en la página siguiente)

**Tabla 1: Definición de las variables (continuación)**

Nombre corto de la variable	Definición	Construcción	Signo esperado
%EMPsspub	proporción de empleos en servicios públicos.	$\frac{O_i^{ss, publicos}}{O_i} * 100$	< 0
%EMPprimario	proporción de empleos en el sector primario (agricultura, ganadería, pesca, minería).	$\frac{O_i^{s, primario}}{O_i} * 100$	< 0
EMPNoreg_EMPreg	razón de la cantidad de empleo no registrado respecto al registrado: .	$\frac{O_i^{sin aportes jubilatorios}}{O_i^{con aportes jubilatorios}}$	< 0
Hnoprop_Hprop	razón de hogares no propietarios de la vivienda (inquilinos, ocupantes por préstamo o por trabajo), respecto de hogares propietarios (de la vivienda y/o el terreno).	$\frac{H_i^{no propietario}}{H_i^{propietario}}$	< 0

*Nota:*  $INM_i$  = cantidad de inmigrantes en el departamento  $i$ .  
 $N_i$  = cantidad de población en el departamento  $i$ .  
 $N_{NOA}$  = población total en el NOA.  
 $PEA_i$  = población económicamente activa en el departamento  $i$ .  
 $ED_j^i$  = años de educación promedio aprobados por el grupo  $j$  en el departamento  $i$ .  
 $O_i$  = cantidad de ocupados en el departamento  $i$ .  
 $D_i$  = cantidad de desocupados en el departamento  $i$ .  
 $H_i$  = cantidad de hogares en el departamento  $i$ .

Fuente: elaboración propia con datos del Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001

Además de las variables especificadas en la Tabla 1, existe otro conjunto de variables que pueden ser relevantes para el estudio de las disparidades regionales de desempleo pero que no se han incluido en el análisis empírico debido a la falta de información disponible para el año de análisis. Entre las variables más importantes, pueden citarse las siguientes:

- Los desplazamientos (o conmutación) que se refuerzan por el abaratamiento de los costos de transporte. Los trabajadores de alta cualificación, especialmente, decidirán vivir fuera de la ciudad, trasladándose hacia ella todos los días, mientras que los de baja cualificación se quedarán allí, generando de este modo, alto desempleo en la ciudad y bajo en sus alrededores. A diferencia de la migración, los desplazamientos producen efectos de demanda (efectos indirectos) mayormente en el área de origen. Mientras que podría existir un efecto neutral o positivo sobre la tasa de desocupación en el área de destino, dado que el empleo obtenido por un “conmutante” ya no estaría disponible para un residente buscador de empleo en tal área.
- Los salarios que presentan una relación positiva con la oferta de trabajo y una relación negativa respecto a la demanda laboral. Por lo tanto, el desempleo tendería a aumentar ante incrementos salariales reales. Lamentablemente, no hay información a nivel departamental que permita incorporar una estimación de los salarios reales.
- Los sindicatos que pueden influir sobre los salarios y el empleo (buscando elevar al primero y la estabilidad del segundo), por ende restringen el accionar del empleador (Borjas, 2005), y pueden incentivarlo a adoptar tecnologías de sustitución. Por lo tanto, una mayor proporción de empleo sindicalizado podría aumentar el desempleo.
- El producto bruto regional que es un indicador habitual de demanda de trabajo y que posee una relación negativa con la tasa de desocupación. Debido a que dicha relación puede modificarse entre periodos temporales, suele ser necesario incluir esta variable en tasa de crecimiento.

## 4.2. Modelos econométricos espaciales y pautas para su estimación

La especificación econométrica a utilizar es la siguiente:

$$(1) u_i = \alpha + \beta_m x_{i,m} + x_i^s \gamma + x_i^d \theta + \nu_i, \forall i = 1, \dots, n,$$

o agrupando las variables y los parámetros:

$$(2) u = X\beta + \nu,$$

donde  $u_i$  es la tasa de desocupación para el  $i$ -ésimo departamento;  $x_{i,m}$  representa a la tasa de inmigración (reciente o no reciente),  $\beta_m$  es el parámetro que captura el efecto de la inmigración sobre la tasa de desocupación,  $x_i^s$  es un vector de variables de oferta laboral para cada departamento (como PEA joven, tasa de actividad, etc.), siendo  $\gamma$  el vector de parámetros asociado a cada una de ellas. El vector de variables de demanda laboral,  $x_i^d$  (empleos en el sector público, en el sector primario, etc.), tiene asociado el vector de parámetros  $\theta$ ;  $\alpha$  es un término constante y  $\nu_i$  representa al término de error aleatorio.

Este modelo puede estimarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) asumiendo que cumple con los supuestos del Modelo Lineal Clásico (Wooldridge, 2009). No obstante, como ha sido revelado en el análisis estadístico de la sección anterior, existe autocorrelación espacial significativa en las variables relevantes (tasas de inmigración y desocupación) generando que los errores MCO no sean independientes tal como se supone habitualmente<sup>7</sup> debido a la existencia de efectos de interacción en la variable dependiente ( $Wu$ ), en las variables explicativas ( $WX$ ), y/o en los términos de error ( $W\nu$ ). Por esta razón los modelos espaciales se suelen estimar por máxima verosimilitud (MV) o el método de momentos generalizados (GMM).

La estimación por MV facilita la comparación mediante el test LR (*Likelihood Ratio* o Razón de Verosimilitud) para modelos anidados<sup>8</sup>. En vista de ello, hay dos enfoques comunes en la práctica econométrica para la selección de modelos espaciales, el primero de ellos se denomina “*de lo particular a lo general*”. Elhorst (2010) propone los siguientes pasos para encontrar el modelo que mejor se ajuste a los datos siguiendo este enfoque:

1. Estimar el modelo sin efectos espaciales por MCO.
2. Utilizar las pruebas  $LM_{ERR}$ ,  $LM_{LAG}$ <sup>9</sup> y sus versiones robustas ( $LM_{ERR}^*$  y  $LM_{LAG}^*$ ) para detectar autocorrelación espacial en los residuos o en la variable dependiente, respectivamente.
3. Si no se pueden rechazar las hipótesis nulas ( $H_0$  : no autocorrelación) en 2, se debe estimar el modelo MCO del paso 1, agregando variables independientes rezagadas espacialmente ( $WX$ ) y comprobar la significancia de los efectos exógenos indirectos (este caso es equivalente a un modelo SLX<sup>10</sup>). Si las pruebas anteriores rechazan la hipótesis nula de no

<sup>7</sup>Los clústeres encontrados pueden sugerir también heterogeneidad espacial, sin embargo se enfatizará el análisis de la dependencia espacial, considerando el impacto de la *heteroscedasticidad espacial* solo en los modelos finales.

<sup>8</sup> $LR = 2[l_{H_1} - l_{H_0}] \sim \chi_q^2$ , donde  $H_1$  (hipótesis alternativa) es el modelo sin restringir y  $H_0$  (hipótesis nula) es el modelo restringido ( $q$  restricciones). Se rechaza la hipótesis nula si el valor estimado es superior al valor crítico para un nivel de significancia dado.

<sup>9</sup>Para un detalle pormenorizado de estos tests estadísticos véase Herrera (2015).

<sup>10</sup>El modelo SLX (en inglés, *Spatial Lag in X's*) se especifica de la siguiente manera:  $u = X\beta + WX\gamma + \nu$ ,  $\nu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .



autocorrelación espacial (en los errores o en la variable dependiente), se estima un modelo espacial de Durbin (SDM)<sup>11</sup> por máxima verosimilitud.

4. Mediante el test LR, se prueba sobre el SDM la significancia de los modelos restringidos SEM<sup>12</sup> y SLM<sup>13</sup>.

El segundo enfoque propone empezar con un modelo más general y a partir de allí eliminar los elementos no significativos hasta llegar a la especificación final. Mur y Angulo (2009) describen cómo aplicar esta estrategia de especificación “*de lo general a lo particular*”:

1. Estimar el modelo de Cliff y Ord (CYO) por máxima verosimilitud:  $u = \lambda Wu + X\beta + WX\gamma + \nu$  con  $\nu = \rho W\nu + \varepsilon$ ,  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .
2. Testear  $H_{0\rho} : \rho = 0$  (en este caso el modelo anterior se reduce a un SDM).
3. Si  $H_{0\rho}$  no se rechaza (no habría autocorrelación en el error), se testea por  $H_{0\gamma} : \gamma = 0$  (SDM se reduce a SLM). Pero si  $H_{0\rho}$  se rechaza (habría autocorrelación en los errores) se testea por  $H_{0\gamma} : \gamma = 0$  (Cliff y Ord se reduce a SARAR<sup>14</sup>).
4. Si  $H_{0\rho}$  no se rechaza, pero  $H_{0\gamma}$  (SLM) se rechaza, se testea por  $H_{0\lambda} : \lambda = 0$  (SDM se reduce a SLX). Si  $H_{0\rho}$  se rechaza y  $H_{0\gamma}$  se rechaza, se testea por  $H_{0\lambda} : \lambda = 0$  (Cliff y Ord se reduce a SDEM<sup>15</sup>).

### 4.3. Especificación y resultados de la estimación

Considerando las variables señaladas en la Tabla 1, la Tabla 2 presenta un resumen descriptivo de las mismas. En la Sección 3 se han analizado los datos estadísticos de las variables más importantes en donde se observó una relación negativa entre la tasa de desocupación y las tasas de inmigración (reciente y no reciente). Entre estas, la de mayor recorrido (distancia entre el valor máximo y mínimo) según la Tabla 2 es la tasa de desocupación (43,2%). La mediana y media de las tasas de desocupación e inmigración reflejan una distribución con asimetría hacia la derecha (menos pronunciada en la desocupación).

La tasa de actividad ( $a$ ) y proporción de participación joven (%PEA18-25) presentan sesgo hacia la izquierda en su distribución, con baja variabilidad relativa (coeficiente de variación de 0,12 y 0,10 respectivamente). Por el contrario, la participación masculina relativa (PEAh\_PEA<sub>m</sub>) y la población relativa con privación de recursos corrientes (Npriv\_Nspriv), se distribuyen con sesgo a la derecha y más variabilidad relativa que  $a$ , pese a que tienen menor varianza. Esto indicaría que la mayoría de los departamentos del NOA tienen actividad económica y participación joven por encima de la media, también alta participación de la mujer y población con privación de recursos.

<sup>11</sup>El modelo SDM (Spatial Durbin Model) tiene la siguiente estructura:  $u = \lambda Wu + X\beta + WX\gamma + \nu$ ,  $\nu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .

<sup>12</sup>El modelo SEM (Spatial Error Model) tiene la siguiente especificación:  $u = X\beta + \nu$  con  $\nu = \rho W\nu + \varepsilon$ ,  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .

<sup>13</sup>El modelo SLM (Spatial Lag Model) es igual a:  $u = \lambda Wu + X\beta + \nu$ ,  $\nu \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ .

<sup>14</sup> $u = \lambda Wu + X\beta + \nu$  con  $\nu = \rho W\nu + \varepsilon$ ,  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

<sup>15</sup> $u = X\beta + WX\gamma + \nu$  con  $\nu = \rho W\nu + \varepsilon$ ,  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$

Todas las variables correspondientes a educación tienen distribuciones con menor dispersión y menos afectadas por valores extremos positivos (por ejemplo, EDun\_EDoc tiene un coeficiente de variación de 0,07 y recorrido de 0,87), de modo que la diferencia en los años educativos relativos, desocupados-ocupados e inmigrantes-población total, no es muy grande en los departamentos. Sus respectivas distribuciones tienden a la normalidad.

Las proporciones de población regional (%Ndep) y de población urbana en el departamento (%Nurbdep) se distribuyen de manera desigual influenciadas por valores extremos, superiores en el primer caso (fuerte asimetría a la derecha) e inferiores en el segundo (leve asimetría a la izquierda), es decir, la población en los departamentos es generalmente pequeña respecto al total del NOA, y no son pocos los que exhiben falta de población urbana.

**Tabla 2: Resumen estadístico de las variables incluidas en los modelos de regresión**

Variable	N° de observaciones	Mediana	Media	Desvío Estándar	Coef. de Variación	Valor Mínimo	Valor Máximo	Rango o Recorrido
<b>unemp</b>	117	23,21	24,65	9,24	0,37	7,76	50,96	43,20
<b>inmig1</b>	117	2,29	2,75	1,90	0,69	0,68	14,52	13,84
<b>inmig5</b>	117	9,77	10,15	3,75	0,37	4,09	23,36	19,27
<i>α</i>	117	50,93	50,06	6,12	0,12	30,85	60,77	29,92
%PEA18-25	117	21,77	21,76	2,19	0,10	14,18	26,24	12,06
PEAh_PEA <sub>m</sub>	117	1,84	1,97	0,54	0,28	1,21	4,10	2,89
Npriv_Nspriv	117	0,54	0,57	0,22	0,38	0,10	1,21	1,11
%Ndep	117	0,31	0,85	1,68	1,97	0,03	11,83	11,80
%Nurbdep	117	52,85	47,96	33,99	0,71	0,00	99,91	99,91
EDun_EDoc	117	0,93	0,94	0,06	0,07	0,80	1,18	0,38
<b>EDinm1_EDtot</b>	117	1,24	1,26	0,15	0,12	0,96	1,82	0,87
<b>EDinm5_EDtot</b>	117	1,17	1,19	0,12	0,10	0,99	1,74	0,75
%EMPprofytec	117	15,75	16,62	5,14	0,31	4,00	33,55	29,55
%EMPsspub	117	10,98	14,16	8,02	0,57	4,88	37,67	32,80
%EMPprimario	117	22,88	26,04	15,08	0,58	1,12	67,10	65,98
EMPnereg_EMPreg	117	1,03	1,27	0,68	0,53	0,39	3,88	3,48
Hnprop_Hprop	117	0,24	0,29	0,18	0,63	0,06	0,94	0,88

Fuente: elaboración propia con datos del Censo 2001.

Los porcentajes de empleos con cualificación profesional y técnica (%EMPprofytec) ostentan una distribución casi simétrica (mediana de 15,75 y media de 16,62), mientras que la proporción de empleos en los servicios públicos y la proporción de empleos en el sector primario (medias de 14,16% y 26,04%) se distribuyen asimétricamente hacia la derecha. Aunque los coeficientes de variación en estos dos últimos casos son similares, la dispersión es superior en los empleos primarios (error estándar 15,08% mayor que 8,02%). El empleo no registrado en los departamentos de la región presenta valores que oscilan entre 0,39 y 4 veces el empleo registrado, los valores extremos superiores también influyen en su distribución (asimetría a la derecha).

Los hogares no propietarios representan en promedio un 0,29 (o 29%) respecto a los propietarios, pero en ningún caso superan su cantidad (máximo 0,94). Los valores más altos sesgan su distribución.

En las estimaciones de regresión se contemplan las variables examinadas aplicando los métodos desarrollados en la sección previa, “*de lo particular a lo general*” sugerido por Elhorst (2010) y “*de lo general a lo particular*” propuesto por Mur y Angulo (2009), paralelamente se separan las estimaciones en dos según se considere en el modelo la tasa de inmigración reciente

(modelo I) o no reciente (modelo II). Los pasos correspondientes a cada enfoque se presentan en la Tabla 3. El test I de Moran detecta la presencia de autocorrelación espacial significativa al 1% y 5% en los residuos de MCO (modelos I y II, respectivamente). Esta situación genera que deba rechazarse el modelo MCO en favor de modelos que incorporen efectos espaciales.

**Tabla 3: Enfoques de lo particular a lo general y de lo general a lo particular mediante tests I, LM y LR**

		Modelo			I		II	
	Paso	$H_1$ vs. $H_0$		Test	Valor est.	decisión $H_0$	Valor est.	decisión $H_0$
Elhorst (2003)	2	Autocorrelación vs. No Autocorrelación		$I_{MORAN}$	3,71 ***	rechazar	1,96 **	rechazar
				$LM_{ERR}$	7,246 ***	rechazar	1,062	no rechazar
				$LM_{ERR}^*$	0,517	no rechazar	2,378	no rechazar
				$LM_{LAG}$	19,955 ***	rechazar	10,844 ***	rechazar
				$LM_{LAG}^*$	13,23 ***	rechazar	12,16 ***	rechazar
	3	SLX vs. MCO	LR	71,58 ***	rechazar	52,75 ***	rechazar	
		SDM vs. SLX	LR	1,50	no rechazar	0,03	no rechazar	
	4	SDM vs. SEM	LR	57,47 ***	rechazar	49,90 ***	rechazar	
		SDM vs. SLM	LR	52,13 ***	rechazar	41,56 ***	rechazar	
	<b>Modelo Sugerido</b>					<b>SLX</b>		<b>SLX</b>

**Tabla 3: Enfoques de lo particular a lo general y de lo general a lo particular mediante tests I, LM y LR (continuación)**

		Modelo			I		II	
	Paso	$H_1$ vs. $H_0$		Test	Valor est.	decisión $H_0$	Valor est.	decisión $H_0$
Mur y Angulo (2009)	2	CYO vs. SDM	LR	5,30 **	rechazar	11,35 ***	rechazar	
	3	CYO vs. SARAR	LR	56,04 ***	rechazar	47,94 ***	rechazar	
	4	CYO vs. SDEM	LR	6,19 **	rechazar	3,38 *	no rechazar	
	<b>Modelo Sugerido</b>					<b>CYO</b>		<b>SDEM</b>
Modelo Final		<b>CYO vs. SLX</b>	<b>LR</b>	<b>6,80 *</b>	<b>no rechazar</b>			
		<b>SDEM vs. SLX</b>	<b>LR</b>			<b>8,00 **</b>	<b>rechazar</b>	
	<b>Modelo Final</b>					<b>SLX</b>		<b>SDEM</b>

Nota: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1% y 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos del Censo 2001.

La selección entre los posibles modelos lleva a los pasos 3 y 4. SLX incorpora los rezagos espaciales de las variables independientes, y resulta significativo (mediante el test LR) al 1% tanto en I como en II. Además, se observa que al contrastarse con un modelo más general como SDM no puede rechazarse estadísticamente en ningún caso. De esta manera los pasos descritos por Elhorst (2010) señalan a SLX como modelo final para I y II.

El segundo enfoque comienza con la estimación del modelo Cliff y Ord (CYO), el cual se plantea como hipótesis alternativa en el test LR frente al modelo anidado SDM (paso 2). Los resultados de la Tabla 3 admiten el rechazo de SDM al 5% y 1% en I y II, respectivamente. Igualmente, en el paso 3, se mantiene CYO significativamente frente a SARAR. Sin embargo, el paso 4 ofrece conclusiones dispares: en el modelo I se puede rechazar a SDEM al 5% de signifi-

cancia en sustento de CYO, en el modelo II esto solo puede hacerse al 10%. En consecuencia, al 5% de significancia, los modelos espaciales sugeridos son CYO y SDEM.

Finalmente, se confrontan las sugerencias propuestas por cada enfoque para arribar a la especificación final. El estadístico LR, en el modelo I, no rechaza a SLX como modelo final al 5% de significancia, mientras que en II se rechaza  $H_0$  (SLX) a ese mismo nivel, estableciéndose a SDEM como la mejor especificación. Las estimaciones correspondientes se muestran en la Tabla 4. Donde el efecto directo es el impacto sobre la tasa de desocupación del cambio de una variable exógena en el mismo departamento, mientras que el efecto indirecto es el impacto del cambio de una variable explicativa en los departamentos vecinos.

El valor de  $\rho$  (-0,57) indica que la tasa de desocupación de un departamento sería afectada negativamente por shocks aleatorios en otros departamentos, y equivalentemente que el impacto de las variables no observadas estaría autocorrelacionado espacialmente.

**Tabla 4: Estimadores Espaciales de los determinantes de la tasa de desocupación departamental.**

Variables	I		II	
	Efecto directo	Efecto Indirecto	Efecto directo	Efecto Indirecto
<i>inmig1</i>	-1,80 ***	-0,36 **		
<i>inmig5</i>			-0,86 ***	-0,10 *
<i>a</i>	-0,17	0,21 ***	-0,37 ***	0,13 ***
%PEA18-25	0,32	-0,11	0,54 **	0,03
PEAh_PEA <sub>m</sub>	-5,66 ***	0,57	-6,01 ***	0,12
Npriv_Nspriv	7,75 ***	3,33 **	3,68 *	2,60 **
%Ndep	-0,13	-0,35 **	0,04	-0,01
%Nurbdep	-0,05 *	-0,04 ***	-0,02	-0,01 *
EDun_EDoc	-35,05 ***	-2,03	-35,37 ***	-4,46
EDinm1_EDtot	-11,46 ***	-4,44 ***		
EDinm5_EDtot			-20,61 ***	-2,97 **
%EMPprofytec	-0,45 **	0,14 *	-0,33 **	0,06
%EMPsspub	-0,10	-0,13 ***	-0,02	-0,07 **
%EMPprimario	-0,10	0,049	-0,008	0,09 ***
EMPnoreg_EMPreg	-1,59	-0,77	-1,40	-1,15 ***
Hnprop_Hprop	-7,40 *	-3,58 **	-4,85	-1,82
constante	101,18 ***		118,12 ***	
$\rho$			-0,57 ***	
Log-verosimilitud	-322,62		-310,80	
Modelo final	SLX		SDEM	

Nota: \*\*\*, \*\* y \* indican significancia al 1% y 5% y 10% respectivamente.

Fuente: elaboración propia con datos del Censo 2001.

Si centramos la atención primeramente en las variables de control o secundarias, las mismas muestran dispar importancia según la Tabla 4. Por ejemplo, la tasa de actividad (*a*) es signifi-

cativa al 1 % en el modelo SDEM (mayor que en el modelo I, SLX, donde no es significativa). El efecto directo expresa que los departamentos con mayores tasas de actividad son los que mejor desempeño habrían mostrado en términos de tasa de desocupación, menores tasas. Un incremento de 1 % en la primera reduciría 0,37 % a la segunda. Tal mejora en términos de empleo, aunque pequeña, implicaría una menor posibilidad de encontrar trabajadores desalentados en el departamento. En los dos modelos (I y II) es relevante estadísticamente un incremento en las tasas de actividad de los departamentos vecinos sobre la desocupación local (efecto indirecto) produciendo un efecto derrame de 0,21 % en el modelo I y 0,13 % en el II. Las mejores expectativas de obtener empleo participando en los mercados de trabajo en los departamentos vecinos debilitan la disminución de la tasa de desocupación local, aunque no logran revertir el efecto directo de la tasa de actividad. Es decir, el efecto total favorece al efecto negativo sostenido por la NGE. Como fue detallado en la sección 3, la predisposición del Censo 2001 a incluir parte del subempleo horario dentro del desempleo podría estar subestimando el impacto negativo de la tasa de actividad.

Por otra parte, una fuerza laboral más joven (%PEA18-25) genera incrementos de desocupación local en torno a un 0,32 % y 0,54 %, modelos I y II respectivamente, aunque solo en el segundo es significativo. Respecto a la composición de género de la fuerza laboral, se puede deducir que un incremento de la participación femenina, no contrarrestado por la masculina, impulsará un mayor desempleo (en mayor magnitud que la PEA joven). Ante una disminución en una unidad de la relación hombre-mujer en la PEA se elevará la tasa de desocupación un 6 % aproximadamente (en ambos modelos), *ceteris paribus*. Además, la incidencia de la PEA joven y la relación hombre-mujer en los departamentos vecinos no son significativos. Se refleja, entonces, una difícil inserción laboral de mujeres más que de jóvenes en el mercado laboral, agrávandose el impacto para el grupo de la conjunción mujer-joven.

En cuanto a los indicadores de potencial del mercado, la proporción de población en el departamento (%Ndep) es no significativa tanto en las estimaciones SLX como SDEM. Pero la proporción de población en departamentos vecinos es significativa en el modelo I, e implica que en caso de incrementarse, la tasa de desocupación local descendería en un 0,35 %. Así, una expansión en los mercados vecinos, mejoraría la actividad productiva y el empleo local. Por otra parte, si un departamento se compone principalmente de hogares con privación de recursos corrientes hay una tendencia al aumento de la tasa de desocupación en los dos modelos: si se incrementase en 1 la cantidad de población perteneciente a hogares con privación por cada hogar sin privación, crecería la tasa de desocupación local en un 7,75 % y 3,68 % (modelo I y II, respectivamente), si aquello ocurre en el vecindario también afectaría positivamente al desempleo local (3,33 % y 2,60 % respectivamente). De la misma manera, una mayor proporción de población urbana en un departamento y sus vecinos disminuiría la tasa de desocupación local (efecto directo: -0,05 % en el modelo I, en el modelo II no es significativo; efecto indirecto: -0,04 % y -0,01 % en el modelo I y II respectivamente). Por lo tanto, la importancia regional del mercado radica más en su capacidad de ingresos que en el agrupamiento (urbano) dentro del departamento y la proporción departamental de población.

El nivel educativo de los desocupados con respecto a los ocupados (EDun\_EDoc) muestra

un efecto directo negativo y significativo sobre la tasa de desocupación. En ambos modelos, si se incrementase en una unidad de dicha razón, la tasa de desocupación del departamento se reduciría en un 35 % aproximadamente. Esto indica que mientras más educados estén los desocupados es mayor la probabilidad de empleo y permite avalar ciertas políticas que buscan capacitar a la mano de obra desocupada.

La presencia de ocupaciones con cualificación profesional y técnica disminuirían significativamente la desocupación. Un incremento de 1 % en la proporción de estos empleos reduciría la tasa de desocupación cerca de un 0,45 % en el modelo I y 0,33 % en el II. Siendo el sector secundario y parte del sector terciario (servicios profesionales, principalmente ligados al comercio) intensivos en mano de obra calificada, un aumento en la proporción empleada implicaría que en tales departamentos habría una mejor adaptación económica al clima competitivo. El impacto de departamentos vecinos es positivo (0,14 % y significativo en el modelo I), es decir, el crecimiento de empleos calificados en los alrededores incrementaría la tasa de desocupación en el departamento. Esto indica la presencia de fuerzas centrípetas tendientes a agrupar la actividad económica de empresas que utilizan factor trabajo de alta cualificación.

Los coeficientes de las proporciones de empleo en los servicios públicos y el sector primario resultan significativos solo en sus efectos indirectos, negativos en el primer caso (-0,13 % en el modelo I, y -0,07 % en el II), y positivos en el segundo (0,049 % en el modelo I pero no significativo, y 0,09 % en el modelo II), denotando que el incremento en la proporción de empleos públicos en departamentos vecinos reduciría las tasas de desocupación local, mientras que una mayor proporción de empleo en el sector primario las aumentaría. El empleo no registrado con respecto al registrado también posee efecto indirecto significativo (en el modelo II), una mayor participación relativa del empleo informal en mercados limítrofes a un departamento disminuiría su tasa de desocupación (-1,15 %). Este tipo de empleo podría reducir los costos de las empresas incentivando la producción y la actividad económica fundamentalmente entre departamentos vecinos vinculados. Además, el trabajo no registrado puede ser más habitual en el sector primario y en muchos servicios (como el servicio doméstico, y otros comerciales, como los artesanos, vendedores ambulantes e incluso empresas).

En cuanto a la propiedad de la vivienda (y/o terreno), una mayor cantidad relativa de población no propietaria, incluso en departamentos aledaños, disminuiría la tasa de desocupación local (efecto directo: -7,48 %, efecto indirecto: -3,58 %) en el modelo I. Estos resultados pueden relacionarse al empleo y a la movilidad reciente (inmig1) de la mano de obra entre departamentos, o sea, individuos más jóvenes y con menores recursos inmobiliarios (en el área de destino).

Las variables más relevantes y motivación para el presente trabajo son las correspondientes a la población inmigrante. Las tasas de inmigración, reciente en el modelo I y no reciente en el II, se muestran significativas y negativas (Tabla 4). Sus efectos directos revelan que una mayor tasa de inmigración resulta en una menor tasa de desocupación departamental (-1,80 % en el modelo I y -0,86 % en el II). Esto sugiere que el aumento de la oferta laboral en lugar de generar exceso de oferta y mayor tasa de desocupación (enfoque clásico) no supera al efecto sobre la demanda de trabajo en los departamentos de destino (Nueva Geografía Económica), tendiendo a fomentar el consumo local y por consiguiente generando un círculo virtuoso de producción y

empleo. El rezago espacial de las tasas de inmigración es significativo y negativo, por lo que al incrementarse la tasa de inmigración en el vecindario se generará una disminución en la tasa de desocupación local (-0,36 % y -0,10 % en modelos I y II respectivamente), produciendo entonces efectos derrame “positivos” (aunque pequeños respecto a los efectos directos) sobre la actividad económica en el departamento. Estos resultados para el NOA se encuentran en consonancia con otros efectos mencionados en la literatura tales como la disposición de los inmigrantes a aceptar condiciones más flexibles de empleo que los nativos (como señalan Maurizio, 2006 y Cortes y Groissman, 2004), disminuyendo los costos para las empresas (en la producción local y del vecindario).

Finalmente, el capital humano promedio de los inmigrantes con respecto a la población total influye negativamente en la tasa de desocupación: una expansión en la diferencia educativa entre inmigrantes y la población total disminuye la posibilidad de estar desempleado en el departamento (-11,46 % y -20,61 %, en los modelos I y II respectivamente, *ceteris paribus*), también desciende por efecto indirecto de departamentos fronterizos (-4,44 % y -2,97 % en cada modelo). Estos resultados brindan sustento a la teoría de la Nueva Geografía Económica, en que una mayor composición de mano de obra altamente productiva generaría nuevos consumos no solo en el mercado local, sino en los más cercanos, estimulando (y aglomerando) la actividad económica.

## 5. Conclusiones

En el presente estudio se han aplicado herramientas propias de la econometría espacial para estimar los efectos de la inmigración sobre el desempleo en los 117 departamentos del NOA. El marco teórico relevante se basa en los desarrollos de las escuelas de pensamiento económico que dan origen a dos teorías opuestas en cuanto a la relación migración-desempleo: neoclásica y Nueva Geografía Económica. La primera, fundamentándose en los supuestos de la competencia perfecta, postula que la inmigración es un factor que tiende a igualar el desempleo entre diferentes regiones. La segunda, bajo el supuesto de competencia imperfecta, y a partir de efectos de aglomeración, sostiene que el desplazamiento del factor trabajo impulsa al desplazamiento de las empresas que lo utilizan, generando un círculo virtuoso (en producción y empleo) en las regiones atrayentes, resultando así en disparidades regionales de desempleo. Además, se enfatiza en la autoselección de la migración, puesto que los más propensos a desplazarse (por sus características adaptativas) serían los más educados (y más productivos), por lo tanto la intensidad de los efectos sobre las regiones atrayentes y expulsoras serían mayores. La literatura consultada revela que los estudios realizados en otros países encuentran mayormente un efecto negativo de la inmigración sobre el desempleo. Los pocos trabajos efectuados para Argentina, además de tener carácter descriptivo, no incorporan la dimensión espacial.

Mediante un análisis estadístico tradicional se obtuvo evidencia sobre la existencia de disparidades en desempleo e inmigración y de una relación negativa entre estas variables. Cuando se incorpora la georreferenciación de los datos, el AEDE (Análisis Exploratorio de Datos Espaciales) detecta autocorrelación espacial tanto en las tasas de inmigración como en la tasa de

desocupación, lo cual pone en evidencia que existen agrupamientos departamentales de bajo (alto) desempleo y baja (alta) inmigración, principalmente hacia el noroeste (centro-este) de la región, cuestiones no observables con las herramientas estadísticas tradicionales.

Utilizando los resultados precedentes, el análisis de regresión explicó las disparidades regionales en el desempleo (tasa de desocupación), dando a conocer la magnitud en que contribuyen la tasa de inmigración, y otras variables determinantes del desempleo departamental. Este modelo se completó con la inclusión de la interdependencia entre los departamentos mediante la inclusión de los rezagos espaciales en las variables (dependiente, independiente) y/o el término de error, a partir de que existen factores inobservables que podrían entrañar autocorrelación espacial (LeSage y Pace, 2009).

A partir de las vías alternativas de especificación espacial (Mur y Angulo, 2009; Elhorst, 2010) pudo observarse la importancia de los efectos espaciales o interdepartamentales. Por ello, las estimaciones mediante MCO presentan un sesgo que afecta, en el caso del modelo I, al valor de los coeficientes de las variables independientes (SLX), y en el caso del modelo II, también a la eficiencia de los mismos (SDEM). En virtud de tales resultados se distinguen efectos directos e indirectos de la inmigración sobre el desempleo, es decir, efectos de la tasa de inmigración local y del vecindario (definido por la matriz  $W$ ) sobre la tasa de desocupación local, respectivamente. De esta forma, el porcentaje de inmigrantes genera una disminución de la tasa de desocupación en un departamento receptor (mejora su actividad económica) y se ve favorecida por el efecto indirecto de la inmigración de los departamentos vecinos. Además, dado que el análisis estadístico revela que las características educativas medias de las personas que se desplazan superan a las de la población departamental total, existe sustento para los postulados teóricos de la Nueva Geografía Económica. Según éstos, el movimiento migratorio se encuentra protagonizado por los individuos relativamente más educados, con efectos negativos sobre la desocupación en las áreas receptoras (departamentos de destino), ampliando las disparidades departamentales.

Otro resultado a destacar es el referido al impacto de la población relativa sin propiedad de bienes inmuebles, significativa en el modelo I, que incide negativamente sobre la desocupación a través del fomento de la inmigración de corto plazo (reduciendo los costos de migración).

En suma, el movimiento de mano de obra altamente educada y la reducción de los costos de movilidad representan, en el contexto observado, factores importantes en la disminución del desempleo, pero que incrementan las disparidades entre departamentos, como sugiere la NGE.

Futuros desarrollos buscarán profundizar algunos temas no analizados en la presente trabajo. Por ejemplo, ampliar el estudio de la posible simultaneidad y causalidad espacial (Herrera, 2011) entre desempleo e inmigración. También se buscará incorporar el análisis dinámico temporal (sujeto a la disponibilidad de los datos). No obstante, la significancia detectada del espacio fundamenta la necesidad de incorporar elementos de econométrica espacial al estudio de la relación entre migración y desempleo en la región del Noroeste Argentino.



## Referencias

- [1] ANGULO, Ana María y MUR, Jesús. The likelihood ratio test of common factors under non-ideal conditions. *Investigaciones regionales*, (21): 37-52, 2011.
- [2] ANTONELLI, Eduardo D., CARRAZÁN Mena, Gastón y ROMERO, Fernando. *La Economía de Salta entre fines del siglo XIX y comienzos del XX*. 1a. ed. Salta: Enfoques Alternativos, 2011. 128 p.
- [3] BASILE, Roberto, GIRARDI, Alessandro y MANTUANO, Marianna. *Interregional migration and unemployment dynamics: evidence from Italian provinces*. Institute for Studies and Economic Analyses (ISAE), 2010.
- [4] BLANCHARD, Olivier J. y KATZ, Lawrence F. *Regional evolutions*. *Brookings papers on economic activity*, (1): 1-75, 1992.
- [5] BORJAS, George. *Labor Economics*. 3a. ed. New York: McGraw-Hill, 2005. 536 p.
- [6] BURRIDGE, Peter. A research agenda on general-to-specific spatial model search. *Investigaciones regionales*, (21): 71-90, 2011.
- [7] CHASCO Yrigoyen, Coro. *Modelos de Heterogeneidad Espacial*. *EconPapers*, 2004.
- [8] CORTÉS, Rosalía y GROISMAN, Fernando. Migraciones, mercado de trabajo y pobreza en el Gran Buenos Aires. *Revista de la CEPAL*, (82): 173-191, Abril 2004.
- [9] DIAZ ESCOBAR, Ana Maria. *Spatial Unemployment Differentials in Colombia*. Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES), 2011.
- [10] DRUKKER, David M., PRUCHA, Ingmar R. y RACIBORSKI, Rafal. Maximum-likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. *Stata Journal*, 2011.
- [11] EHRENBERG, Ronald G. y SMITH, Robert S. *Modern Labor Economics*. 11a. ed. Boston: Prentice Hall, 2012. 659 p.
- [12] ELHORST, Jean Paul. Regional labour market research on participation rates. *Journal of Economic and Social Geography*, 87 (3): 209-221, 1996.
- [13] ELHORST, Jean Paul. The mystery of regional unemployment differentials: a survey of theoretical and empirical explanations. *Journal of Economic Surveys*, (17): 709-748, Diciembre 2003.
- [14] ELHORST, Jean Paul. Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, 5 (1): 9-28, 2010.
- [15] ELHORST, Jean Paul. Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data. En: *Spatial Econometrics*. Berlin: Springer, 2014. pp. 5-36.

- [16] FILIZTEKIN, Alpay. Regional unemployment in Turkey. *Papers in Regional Science*, 88 (4): 863-878, 2009.
- [17] FUJITA, Masahisa, KRUGMAN, Paul R. y VENABLES, Anthony J. *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. Massachusetts: MIT Press, 1999. 367 p.
- [18] GATTO, Francisco. Crecimiento económico y desigualdades territoriales. En: *Crisis, recuperación y nuevos dilemas: La economía Argentina 2002-2007*. Buenos Aires: CEPAL, 2007. pp. 307-356.
- [19] GIUSTI, Alejandro, MASSÉ, Gladys, ÁLVAREZ, Gustavo, GOLDBERG, Mariela, CUCCA, Marcelo, MOVIA, Eduardo y RODRIGUEZ, Mariana. Evaluación de la información ocupacional del Censo 2001: Análisis del nivel de desocupación. Dirección Nacional de Estadísticas Sociales y de Población. Dirección de Estadísticas Poblacionales. 2001.
- [20] HARRIS, John R., TODARO, Michael P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, (60): 126-142, Marzo 1970.
- [21] HERRERA GÓMEZ, Marcos H. Causalidad: Aportes a la Econometría Espacial. Tesis (Doctorado en Economía). Zaragoza, España: Universidad de Zaragoza, Departamento de Análisis Económico, 2011. 179 p.
- [22] HERRERA GÓMEZ, Marcos H. Incorporando el Espacio en datos Regionales: Introducción al Análisis Espacial. Workshop de Métodos Espaciales aplicados a Economía. IELDE, Noviembre 2013.
- [23] HERRERA GÓMEZ, Marcos H. Econometría especial usando Stata. Breve guía aplicada para datos de corte transversal. Working Paper IELDE N°13 (Documento Técnico N° 1). Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico, Universidad Nacional de Salta. Otoño 2015. 55 p.
- [24] KRUGMAN, Paul R. *Geography and Trade*. Cambridge: MIT Press, 1991. 145 p.
- [25] LESAGE, James P. y PACE, R. Kelley. *Introduction to spatial econometrics*. Florida: Chapman & Hall/CRC, 2009. 354 p.
- [26] LÓPEZ BAZÓ, Enrique, DEL BARRIO, Tomás y ARTIS, Manuel. The regional distribution of Spanish unemployment: A spatial analysis. *Papers in Regional Science*, 81 (3): 365-389, 2002.
- [27] MARIO, Silvia. Índice de privación material de los hogares (IPMH): Algunos resultados desde la perspectiva de género. En: *Reunión Técnica sobre la incorporación de la perspectiva de género en la medición de la pobreza (2003: La Paz, Bolivia)*. Buenos Aires, Argentina: INDEC. 2003. 27 p.
- [28] MAURIZIO, Roxana. Migraciones internacionales en Argentina: un análisis de sus determinantes y de su relación con el mercado de trabajo. *Serie Nuevos Documentos CEDES*, (30): 1-67, 2007.

- [29] MUR, Jesús y ANGULO, Ana M. Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results. *Regional Science and Urban Economics*, 39 (2): 200-213, 2009.
- [30] PAZ, Jorge Augusto. El efecto del trabajador adicional en la Argentina. Documento de Trabajo N° 201, UCEMA, 2001.
- [31] PISATI, Maurizio. Exploratory spatial data analysis using Stata. En: German Stata User Group meeting (2012: Berlín, Alemania). 91 p.
- [32] SONEGO, Víctor Mariano. Importancia de la inmigración en la expansión económica de la Argentina. *Colección*, 1 (1): 93-108, 1995.
- [33] TOBLER, Waldo R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic geography*, 46: 234-240, 1970.
- [34] WOOLDRIDGE, Jeffrey. *Introducción a la Econometría: Un enfoque moderno*. 4a. ed. México, D.F.:Cengage Learning, 2010.