

Inversión Extranjera Directa y empleo en México: análisis sectorial

Foreign Direct Investment and Employment in Mexico: sectorial analysis

Cesaire Chiatchoua*

Omar Neme Castillo**

Ana Lilia Valderrama Santibáñez***

Resumen

El objetivo del documento es determinar el efecto de la inversión extranjera directa en el empleo en los sectores económicos en México, país que desde final de los años noventa recibe flujos considerables de capital extranjero como parte de la creciente globalización. A pesar de la significativa participación de estas inversiones en el sector secundario, los empleos directos generados han sido limitados comparados a los creados en el sector de servicios que recibe menos montos de esta inversión. El análisis se realiza para el periodo 1980-2014, siguiendo una metodología de cointegración que incluye la estimación de términos de error de corto plazo. La descapitalización y problemas de rendimientos han convertido el sector primario en expulsor neto de la fuerza de trabajo. Se encuentra que la elasticidad IED del empleo estimada en las actividades primarias es negativa. Asimismo, se observó un crecimiento relativamente lento del empleo en el sector industrial y más acelerado en el sector servicios. De igual forma, la respuesta de largo plazo del empleo ante cambios de la inversión extranjera es mayor en el sector terciario que en secundario. No obstante, en el corto plazo la IED industrial tienen un efecto positivo mayor al de la IED de servicios. De hecho, las inversiones extranjeras tienden a desestabilizar aún más el empleo en el sector terciario. En cualquier caso, la IED es una variable fundamental para la distribución sectorial del empleo en México, tanto a corto como largo plazos.

Palabras clave:

- IED
- Empleo
- Sectores económicos
- Cointegración

Abstract

The aim of the paper is to determine the effect of foreign direct investment in labor in economic sectors of Mexico, economy that since the late nineties receives substantial foreign capital flows as part of increasing globalization. Despite the significant participation of foreign investment in second sector, the direct labor created have been limited compared to the service sector who had received less amounts of this type of investment. The analysis is performed for the period 1980-2014, following a cointegration methodology which includes estimation of short run error coefficients. Decapitalization and return problems have originated that primary sector became a net ejector of workforce. It is found that FDI employment elasticity in primary activities is negative. Also, it is observed a relative low growth of employment in industrial sector and a faster growth in service sector. Similarly, the long term response of employment to changes in FDI is higher in tertiary sector than in secondary. However, in the short run industrial FDI has a positive effect bigger than services FDI. Actually, foreign investment tends to destabilize further the employment in the tertiary sector. In any case, FDI is fundamental to the sectoral distribution of employment in Mexico, both in the short and long terms.

Keywords:

- FDI
- Employment
- Economic Sectors
- Cointegration

JEL: F21, F66, J2, J23

*Profesor del Tecnológico de Estudios Superiores de Chimalhuacán

**Profesor de la Sección de Estudios de Posgrado e Investigación,

Escuela Superior de Economía. Instituto Politécnico Nacional, oneme@ipn.mx

***Profesora en la Sección de Estudios de Posgrado e Investigación de la Escuela Superior de Economía del

Instituto Politécnico Nacional, del Instituto Nacional de Administración Pública, avalderrama@ipn.mx

del periodo. Si bien implica un crecimiento positivo en todo el periodo de 22%, en los últimos diez años registra una tasa negativa de 2.7 por ciento.

Para el sector secundario, se registró una participación de 4.4 millones y 12 millones del PO. Esto significa un empleo de más de tres veces en 35 años. En el sector terciario, se registró en 1980 un PO de 5.2 y en el 2014, casi se quintuplicó para alcanzar los 30.2 millones de personas. Finalmente, entre 2004 y 2014, el empleo creció en mayor proporción en el sector terciario (22%) que en el sector secundario (14%). Este resultado en el caso de México contrasta con los resultados de Messerlin (1994) sobre un estudio similar en los sectores económicos franceses.

Cuadro I
Personal Ocupado sectorial, 1980-2014 (millones de personas)

Año	Primario	Secundario	Terciario
1980	5.5	4.4	5.2
1981	5.6	4.6	5.3
1982	5.6	5.0	5.1
1983	5.5	5.3	5.3
1984	5.5	5.4	5.4
1985	5.8	5.5	5.3
1986	5.7	6.0	11.2
1987	5.5	5.9	10.9
1988	5.4	6.0	11.2
1989	5.3	6.2	11.5
1990	5.3	6.5	10.8
1991	6.4	5.5	12.0
1992	7.0	6.1	13.2
1993	7.3	6.0	13.9
1994	8.5	8.3	18.6
1995	8.6	7.8	19.7
1996	8.3	8.4	20.4
1997	8.9	8.3	20.0
1998	7.6	9.5	21.4
1999	8.0	9.9	20.9
2000	7.1	10.6	21.8
2001	7.1	10.2	22.1

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda T + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_m \Delta Y_{t-m} + u_t \quad (2)$$

Donde, Δ es el operador diferencia, t el periodo temporal y u_t es el residual en el tiempo t . Y_t denota la variable de interés, α es el intercepto y T la tendencia temporal. Los términos de la derecha con Δ se usan para corregir los problemas de correlación entre μ_t y los regresores. La prueba ADF tiene la hipótesis nula $\delta=0$. Si δ es estadísticamente significativo y distinto de cero, las series no presentan problemas de raíz unitaria. Estrictamente, para que la serie sea estacionaria debe $\delta < 0$.

No obstante, esta prueba deja de ser robusta en la presencia de heteroscedasticidad y correlación serial. Phillips y Perron (1988) proponen eliminar los términos con Δ en la ecuación (2). Formalmente, la prueba Phillips-Perron (PP) es:

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda T + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

La prueba PP tiene la misma distribución que el test ADF y se basa en los estadísticos Z_t y Z_δ modificados. La hipótesis nula es $\delta=0$. Sin embargo, se considera robusto en presencia de heteroscedasticidad, además de no necesitar que se especifique la longitud de retardo para la estimación.

Para considerar posibles rompimientos estructurales en periodos desconocidos, Zivot y Andrews (1992) modifican las pruebas anteriores, puesto que dejan de ser válidas en presencia de shocks estructurales. La prueba de raíz unitaria de Zivot-Andrews (ZA) usa el test ADF secuencial para identificar dichos rompimientos, permitiendo cambios en intercepto y tendencia temporal, como sigue:

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \gamma_t t + \mu_2 DU_t(\lambda) + \gamma_2 DT_t(\lambda) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{(j=1)}^{(k-1)} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde $DU_t(\lambda) = 1$ y $DT_t(\lambda) = t - T\lambda$ si $t > T\lambda$, cero en otro caso. Además, $\lambda = T_B / T$, T_B es el posible punto de rompimiento estructural.¹

¹ La ecuación (4) se estima secuencialmente para $T_B = 2, 3, \dots, T-1$, siendo T el número de observaciones tras el ajuste por diferenciación y rezago. El número k de regresores extra se determina

5. Resultados

Verificando primero la estacionariedad de las variables, el cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria de ADF y PP. Los dos test señalan que para todos los sectores la variable *PO* es estacionaria en niveles tanto con intercepto como con intercepto y tendencia. La *IED* es estacionaria en niveles en los tres sectores con tendencia e intercepto; sin embargo, no lo es en el sector secundario para ninguna especificación funcional del modelo, ni para el terciario cuando sólo se incluye el intercepto. El *PIB* es estacionario con tendencia e intercepto para todos los sectores, pero, de acuerdo con la prueba ADF, no lo es para el secundario y terciario al incorporar intercepto, ni para el primario cuando se incluye la constante siguiendo el test PP.

Al considerar la estacionariedad en niveles, se aprecia que, de acuerdo con los resultados de la prueba ADF, *PO* sólo es estacionaria en el primer y tercer sector ya sea con tendencia o con tendencia e intercepto. La misma prueba indica que la *IED* es estacionaria a 1% con tendencia e intercepto. Los dos test señalan que el *PIB* es estacionario para todos los sectores en primeras diferencias en cualquier especificación del modelo.

Cuadro 2
Pruebas de raíz unitaria

Sector	Variable	Nivel				Primera diferencia			
		ADF		PP		ADF		PP	
		C	C&T	C	C&T	C	C&T	C	C&T
Primario	PO	-2.85 (.063) [3]*	-2.83 (.198) [3]*	-1.74 (.402) [4]*	-1.68 (.739) [4]*	-2.63 (.099) [3]*	-2.70 (.243) [3]*	-5.72 (.000) [4]	-5.67 (.000) [4]
	IED	-3.83 (.006) [2]	-2.68 (.249) [1]*	-3.43 (.017) [3]*	-2.50 (.326) [3]*	-5.59 (.000) [1]	-3.29 (.090) [6]*	-7.73 (.000) [3]	-9.14 (.000) [1]
	PIB	-3.64 (.010) [3]*	-2.79 (.210) [1]*	-3.96 (.004) [4]	-2.27 (.439) [3]*	-1.51 (.516) [1]*	-2.18 (.483) [1]*	-1.71 (.413) [1]*	-2.42 (.362) [2]*



Cuadro 3
Prueba de raíz unitaria de Zivot-Andrews
con rompimiento estructural

Sector	Variable	k	Año de rompimiento	α	t_0
Primario	PO	2	2010	-1.148	-9.058
	IED	1	2002	-1.097	-6.286
	PIB	2	1993	-1.283	-4.527
Secundario	PO	2	1995	-0.842	-5.503
	IED	2	2013	-5.183*	-16.615
	PIB	1	2003	-7.369**	-21.067
Terciario	PO	2	1994	-0.485	-4.372
	IED	1	2008	-4.219*	-15.722
	PIB	2	2004	-1.584	-5.180

*, ** y *** indican estacionariedad de las variables al 0.10, 0.05 y 0.01, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

De esta manera, considerando los resultados de los tres test, se observa que existe evidencia de una mezcla de órdenes de integración $I(0)$ e $I(1)$ en todos los modelos. En consecuencia, se acepta que el modelo ARDL es adecuado para el análisis de la relación Empleo-IED en el periodo considerado. Se emplea el criterio SBC para elegir el rezago óptimo del modelo y se incluye además una variable dummy D_{PO} para cada modelo sectorial. Así, se seleccionan dos retardos como nivel óptimo para las tres variables en el sector primario y 1991 como el año de rompimiento estructural.³ Para el sector secundario los retardos óptimos son 2 para dPO , 1 para $dIED$ y 1 para $dPIB$ con quiebre significativo en 1995; mientras que para el sector terciario los retardos son 2 para dPO , 1 para $dIED$ y 0 para $dPIB$ con 1994 como el periodo de rompimiento.

En el cuadro 4 se observa que todos los valores calculados del estadístico F son mayores que el valor del límite superior tanto al 0.05 como al 0.01 de significancia. Por ende, se acepta la existencia de alguna relación estable de largo plazo entre las variables en cada sector económico.

³ Las dummies se construyen con valor de 0 desde 1980 y hasta 1991 y con valor 1 desde 1992 y hasta el final del periodo para el sector primario; valor 0 entre 1980 y 1995 y valor 1 entre 1996 y 2014 para el secundario; y valor 0 para el subperiodo 1980-1994 y valor 1 entre 1995-2014 para el sector terciario.

Cuadro 4
Prueba límites ARDL

Sector	Variable dependiente	F-Statistic	Al 0.05		Al 0.01	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Primario	$d(pop)$	12.849*	4.87	5.85	6.34	7.52
Secundario	$d(pos)$	19.765*	4.87	5.85	6.34	7.52
Terciario	$d(pot)$	17.296**	4.87	5.85	6.34	7.52

Rechazo de la hipótesis nula de no cointegración con un nivel de significancia del 1% (*) y del 5% (**). Los niveles inferior y superior de los niveles de significancia de 0.05 y 0.01 para intercepto y tendencia no restringidos se toman de Pesaran *et al.* (2001). Fuente: elaboración propia.

El cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones de largo plazo del modelo ARDL empleado. El coeficiente de la IED es negativo y significativo en el sector primario, lo que implica que las inversiones extranjeras reducen, en general, el empleo en las actividades agrícolas, forestales, ganaderas, mineras y pesqueras. El coeficiente del PIB es positivo y significativo al 0.05 de significancia. Así, valores mayores en la producción conducen a mayores niveles de empleo en este sector. El signo negativo y significativo del intercepto señala la migración del trabajo desde el campo a actividades con mayor remuneración salarial en los otros dos sectores. Dado que D_{po} es significativo y negativo se asume que el intercepto cambió después del año 1991.

Cuadro 5
Resultados de largo plazo (variable dependiente PO^i)

Sector	Regresor	Coefficiente	Error Estándar	P-value
Primario	IED	-0.210*	0.0254	0.005
	PIB	0.340*	0.0556	0.000
	D_{po}	-0.4350*	0.0730	0.003
	C	-1.686*	0.7522	0.007
Secundario	IED	0.237**	0.0376	0.003
	PIB	0.439*	0.0703	0.008
	D_{po}	-0.164	0.0199	0.185
	C	0.070**	1.1019	0.010
Terciario	IED	0.499*	0.0940	0.001
	PIB	0.321*	0.1460	0.004
	D_{po}	0.121	1.7990	0.106
	C	-14.617	2.4658	0.095

* y ** se refieren al nivel de significancia estadística al 0.05 y 0.01, respectivamente. Fuente: elaboración propia.

Cuadro 6

Modelo de Corrección del Error (variable dependiente PO_t)

Sector	Regresor	Coefficiente	Error Estándar	P-value
Primario	$dIED$	-0.059**	0.038	0.028
	$dPIB$	-0.083	0.086	0.057
	dC	-5.907*	2.751	0.001
	dD_{PO}	0.441*	0.120	0.004
	TCE_{t-1}	-0.074**	0.041	0.035
Secundario	$dIED$	-0.128*	0.027	0.002
	$dPIB$	-0.271*	0.048	0.001
	dC	-2.656*	1.043	0.009
	dD_{PO}	-0.192**	0.108	0.002
	TCE_{t-1}	-0.341*	0.126	0.006
Terciario	$dIED$	2.703**	1.719	0.039
	$dPIB$	5.460*	2.351	0.005
	dC	-3.901	2.672	0.073
	dD_{PO}	1.395	1.523	0.055
	TCE_{t-1}	-0.948**	0.522	0.030

* y ** se refieren al nivel de significancia estadística al 0.05 y 0.01 , respectivamente.
Fuente: elaboración propia.

El cuadro 7 resume los principales resultados de diagnóstico a los modelos sectoriales de empleo e inversión extranjera directa. Puesto que en todos los casos los p-values son mayores a 0.10, se acepta que no hay problemas de correlación serial, forma funcional, normalidad o heteroscedasticidad en éstos.

Cuadro 7

Pruebas de diagnóstico

Sector	Correlación Serial		Forma Funcional		Normalidad		Heteroscedasticidad	
	χ^2	P-value	χ^2	P-value	χ^2	P-value	χ^2	P-value
Primario	0.012	0.430	3.888	0.264	0.616	0.120	0.112	1.848
Secundario	0.959	0.513	3.672	0.166	0.135	0.194	2.610	0.148
Terciario	0.707	0.117	1.137	0.189	1.206	0.173	1.685	0.415

Fuente: elaboración propia.

