



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

Rodríguez Espinosa, María de Lourdes; Castillo Ponce, Ramón A.
Empleo, productividad y salarios en México: Un análisis de corto y de largo plazo para el sector
manufacturero

EconoQuantum, vol. 5, núm. 2, 2009, pp. 7-21

Universidad de Guadalajara

Zapopan, Jalisco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125012547001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Empleo, productividad y salarios en México: Un análisis de corto y de largo plazo para el sector manufacturero

MARÍA DE LOURDES RODRÍGUEZ ESPINOSA¹
RAMÓN A. CASTILLO PONCE²

- **Resumen:** En este documento se evalúa la existencia de relaciones estadísticamente significativas, de largo y de corto plazo, entre los salarios, la productividad y el empleo en el sector manufacturero mexicano. En particular se estima una ecuación de cointegración y una de ciclo común para las variables antes mencionadas. Encontramos que, en el largo plazo, los salarios comparten movimientos comunes con la productividad y el empleo, pero no así en el corto plazo. Estos resultados sugieren que el mercado laboral en esta industria es rígido, en el sentido que los salarios no responden a choques transitorios en la productividad y el empleo. Sin embargo, en horizontes más amplios, estas variables exhiben una tendencia común.
- **Abstract:** In this document we evaluate the existence of statistically significant relations, in the long-run and in the short-run, between wages, productivity and employment in the Mexican manufacturing sector. In particular, we estimate cointegration and common cycle equations for the variables previously mentioned. We find that, in the long-run, wages share common movements with productivity and employment, but not in the short-run. These results suggest some rigidity in the manufacturing labor market in the sense that wages do not respond to transitory shocks in productivity and employment. In longer horizons, however, these variables do exhibit a common trend.
- **Palabras clave:** salarios, productividad, empleo, cointegración, ciclos comunes.
- **Clasificación JEL:** C32, E24.

¹ Universidad Autónoma de Baja California.

² Universidad Autónoma de Baja California y California State University, Los Angeles. Agradecemos los comentarios de Edna Fragoso Pastrana, Rogelio Varela Llamas, los participantes en el programa de Doctorado en Ciencias Económicas de la Universidad Autónoma de Baja California y dos dictaminadores anónimos. La acotación usual aplica.

■ Fecha de recepción: 07/04/2009 Aceptación: 30/10/ 2009

■ *Introducción*

La dinámica del mercado laboral interesa ampliamente a tomadores de decisiones y académicos por igual, ya que ésta presenta repercusiones en el bienestar de los individuos. Estudios sobre él son abundantes en la literatura y se encuentran enmarcados en una vasta gama de direcciones. Variables del mercado como empleo, desempleo y salarios han sido exhaustivamente estudiadas, sobre todo en países desarrollados. En México, por igual, se han realizado estudios sobre el mercado de trabajo que se enmarcan en diversos contextos.³

El tema particular que se atiende en este trabajo se enfoca a identificar la relación que pudiera existir entre los salarios, el empleo y la productividad. Para ello se lleva a cabo un análisis similar al que se presenta en Bruggemann (2006), que realiza estimaciones de largo plazo y de corto plazo para una ecuación de salarios. A través de ellas identifica asociaciones permanentes y temporales, o transitorias, entre estas variables. En general, sus resultados sugieren una relación positiva entre los salarios y las otras dos variables de estudio. Sus estimaciones se basan en ecuaciones de cointegración y un vector de corrección de error restringido (SVEC).

Bajo el espíritu de Bruggemann (2006), en el presente estudio se llevan a cabo estimaciones de largo plazo y de corto plazo pero, a diferencia de éste, las estimaciones de corto plazo se implementan por medio de la metodología desarrollada por Vahid y Engle (1993), la cual identifica la existencia de ciclos comunes entre series de tiempo. La aplicación de distintas metodologías estriba en la intención que ambos estudios abordan. Bruggemann se enfoca a determinar las fuentes de variación del empleo, por lo cual un SVEC es la herramienta ideal, ya que es posible realizar la descomposición de la varianza y estimar las funciones impulso-respuesta de las series.

En contraste, el objetivo del análisis que aquí se presenta es verificar si relaciones cualitativas estándar en la literatura de economía laboral se observan para el caso del sector manufacturero mexicano. Por ejemplo, se sabe que los salarios y la productividad se encuentran positivamente relacionados y que los salarios y el desempleo se asocian de manera negativa; ¿será que estas relaciones se observan para México? Más aún, nos interesa de forma particular evaluar si las relaciones antes mencionadas se presentan en el largo plazo y en el corto plazo. Tradicionalmente, los estudios de esta índole se restringen

³ Para una descripción de la literatura sobre estudios del mercado laboral en México ver, por ejemplo, Chiquiar (2004).

a horizontes amplios, sin considerar cómo se comportan las variables en episodios transitorios. Esta dinámica puede ser especialmente reveladora, ya que proporciona una idea del grado de flexibilidad que los salarios pudieran tener. En particular, si se encuentra que los salarios no responden significativamente a choques transitorios de las variables explicativas, entonces se concluiría que los salarios en México son relativamente rígidos. De manera contraria, se podría decir que el mercado laboral es más bien flexible.

Estudios similares al que aquí se propone se han llevado a cabo para países desarrollados. Por ejemplo, Carstensen y Hansen (2000) determinan la existencia de tendencias y ciclos comunes para el caso de Alemania del Oeste. De igual forma, Jacobson et al. (1997) estiman relaciones de cointegración enfocándose al desempleo en la región escandinava. Para el caso de México podemos mencionar a Kaplan y Pérez (2006), quienes evalúan el efecto del salario mínimo en los ingresos de los trabajadores. Con base en datos de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano, los autores encuentran que existe una relación directa entre cambios en el salario mínimo y cambios en los ingresos. Asimismo, Kato (2004) desarrolla y estima una ecuación de empleo por medio de la cual concluye que existe una alta asociación entre empleo y beneficios sociales, los cuales pueden servir como incentivo para que las personas se incorporen al sector formal.

Cabe destacar, sin embargo, que ninguno de los documentos antes mencionados emplea metodologías econométricas de series de tiempo. El único trabajo del que tenemos conocimiento, y que hace uso de las herramientas analíticas del presente ejercicio, es Fragoso et al. (2008), quienes implementan la metodología de Johansen (1991) y Vahid y Engle (1993) para identificar relaciones de largo y de corto plazos entre variables de los mercados laborales de México y Estados Unidos. En particular, los autores evalúan si existen ciclos comunes entre las series de empleo de ambos países para el caso del sector manufacturero. Interesantemente, encuentran que sólo algunas divisiones presentan movimientos similares.

Con base en lo anterior, las contribuciones del presente documento se pueden resumir en dos: identificar las relaciones cualitativas que existen entre los salarios, la productividad y el empleo, y hacer uso de técnicas econométricas de cointegración y ciclos comunes para evaluar dichas relaciones en el largo y en el corto plazos. El documento se estructura en tres secciones. La primera describe los datos que se consideran y presenta un análisis gráfico de las series. A través de éste será posible formarse una idea de la dinámica de corto y de largo plazos que guardan las variables de estudio. En la segunda sección se presentan las estimaciones econométricas y se discuten los resultados. La tercera sección concluye con algunos comentarios finales.

■ *Análisis Preliminar*

Los datos que se emplearon provienen de la base de datos estadísticos del Banco de México y su frecuencia es trimestral. El periodo muestral abarca del primer trimestre de 1994 al cuarto de 2007; su acotación se determinó por la disponibilidad de datos. Las variables se definieron como sigue:

Productividad: se construyó dividiendo el índice del volumen de la producción industrial manufacturera base 1993 entre el total de horas trabajadas en la industria manufacturera.

Salarios: se refieren al índice de remuneraciones medias por hora-hombre en términos reales.

Empleo: total de horas trabajadas en la industria manufacturera en miles de horas.

Desempleo: tasa de desempleo abierto.

En el Cuadro 1 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables.⁴ Llama la atención de manera particular la tasa de desempleo, cuya media para el periodo es de 3.66. El máximo se alcanza en el tercer trimestre de 1995 y es de 7.40. A primera vista, estos números parecen subestimados y muy probablemente lo están. Dada la magnitud de la recesión que vivió el país en ese entonces, una tasa de desempleo menor al 8 por ciento, que es lo que generalmente se encuentra en economías que atraviesan una recesión, parece pequeña.⁵ Las bajas tasas de desempleo muy probablemente se

Cuadro 1
Estadísticas Descriptivas

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Observaciones</i>
Productividad	4.98	6.14	3.7	0.07	56
Salarios	93.16	118.33	76.87	9.48	56
Empleo	265048	299280	240742	16367	56
Desempleo	3.66	7.4	2.2	1.1	56

Fuente: estimados con base en Banco de México.

⁴ En el caso de la productividad se aplica un factor de escala para evitar expresar la variable con decimales. Evidentemente, esto no cambia la dinámica de la serie, simplemente facilita su manejo.

⁵ En el caso de Estados Unidos, por ejemplo, durante la recesión de principios de la década de los ochenta, la tasa de desempleo alcanzó niveles superiores al 10 por ciento.

deben a la metodología que se emplea para determinar quién se encuentra desempleado. Asimismo, hay que tomar en cuenta que la tasa de desempleo no considera al subempleo, que es significativo en México.

En la Gráfica 1, paneles a-d, se muestra el logaritmo de las series de productividad, salarios y empleo; la variable de desempleo se expresa en porcentajes. En el caso de las dos primeras se aprecia un comportamiento estacional que corresponde a incrementos marcados en el cuarto trimestre. Esto tiene sentido en la medida que se reconoce que, en dicho periodo, los trabajadores tradicionalmente reciben su aguinaldo y se presenta el periodo vacacional de fin de año. La caída en el primer trimestre también es congruente con la experiencia mexicana, ya que en éste se presenta la conocida “cuesta de enero”. La productividad sigue una tendencia creciente que probablemente refleja la tendencia del producto. Por su parte, los salarios caen precipitadamente en 1995 y se recuperan lentamente hasta 2001, cuando comienzan una desaceleración hasta 2005, año en el que aparentemente cambian de nuevo su trayectoria.

Las variables de empleo y desempleo se comportan de una manera casi opuesta, al menos durante la década de los 1990. Durante el periodo de crisis, 1994-1995, la tasa de desempleo aumentó considerablemente y el empleo disminuyó. Asimismo, a partir de este periodo, el desempleo presenta una tendencia a la baja mientras que el empleo incrementa sostenidamente. Este comportamiento no es sorprendente del todo, ya que se puede esperar que estas dos variables guarden una relación negativa. Con respecto al desempleo, parece que a partir de 2003 la tasa ha fluctuado alrededor de 3.50, cifra que pudiera interpretarse como la tasa natural de desempleo.⁶ Esto es, la serie parece girar alrededor de una media constante. Así, quizá se pudiera pensar que un logro que se ha experimentado a partir de los programas de estabilización que se implementaron después de la crisis de 1995 es la estabilización de la tasa de desempleo, como se puede apreciar en la gráfica.

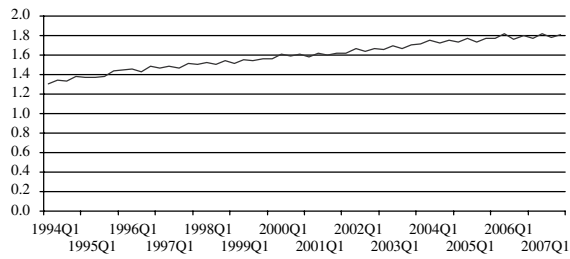
■ *Análisis Econométrico*

Antes de llevar a cabo las estimaciones se describe un modelo teórico simple del mercado laboral con la intención de identificar las posibles relaciones estadísticas que se anticipa encontrar. Esto será posible por medio de la derivación de ecuaciones consistentes con la dinámica del mercado. En seguida se instrumentan las pruebas de raíz unitaria y las estimaciones de corto y de largo plazos.

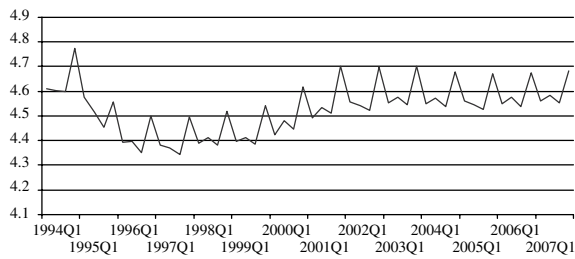
⁶ Lo cual no sugiere que la tasa natural de desempleo en México ha permanecido constante, simplemente que de 2003 a 2007, la tasa de desempleo giró alrededor de una media que parece ser constante.

Gráfica 1

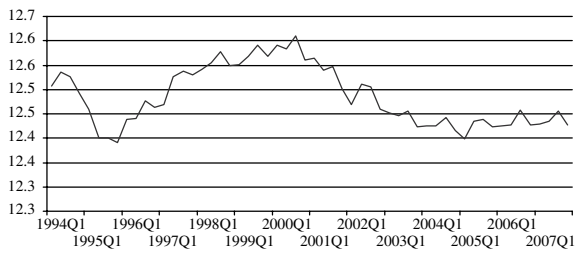
a. Logaritmo de Productividad



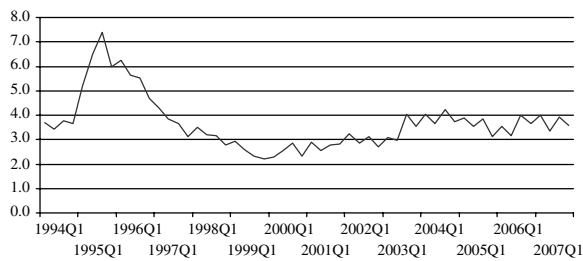
b. Logaritmo de Salarios



c. Logaritmo de Empleo



d. Tasa de Desempleo



Fuente: Base de datos de Banco de México.

Sustento Teórico

La discusión que se presenta a continuación sigue de cerca a Bruggemann (2006). Se comienza por suponer que la producción, y_t , se determina por el nivel de empleo, e_t , de acuerdo a la relación:

$$(1) \quad y_t = \rho e_t + \theta_{1t}$$

Donde θ_{1t} es el error estocástico que sigue una caminata aleatoria que depende de choques de productividad. La demanda de trabajo se representa de la siguiente manera:

$$(2) \quad e_t = \lambda y_t - \eta w_t + \theta_{2t}$$

Donde w_t es el salario real y θ_{2t} es un término estacionario que contiene los choques de demanda. La fuerza de trabajo se define como sigue:

$$(3) \quad l_t = \pi w_t + \theta_{3t}$$

Donde θ_{3t} es una caminata aleatoria que responde a choques de oferta. Para completar el modelo se define una ecuación para los salarios:

$$(4) \quad w_t = \delta(y_t - e_t) - \gamma(l_t - e_t) + \theta_{4t}$$

La cual indica que los salarios dependen positivamente de la productividad, $(y_t - e_t)$, y negativamente del desempleo, $(l_t - e_t)$. A partir de las ecuaciones se define un sistema que se especifica con el siguiente vector:

$$x_t = \begin{pmatrix} y_t - e_t \\ e_t \\ l_t - e_t \\ w_t \end{pmatrix}$$

De acuerdo a la teoría, es posible identificar dos vectores de cointegración en este sistema; uno que corresponde a una ecuación de demanda de trabajo y otro que sería una ecuación de salarios. Para establecer la ecuación de demanda sería necesario contar con estimaciones para las variables de empleo, productividad y salarios. Si se denota al empleo como una función de las otras dos variables, tendría que existir una relación positiva con la productividad y una negativa con el salario. Esto es, aumentos (disminuciones) en la productividad laboral se compensarían con incrementos (bajas)

en la demanda de trabajadores. De igual forma, la demanda de trabajo se supondría con pendiente negativa.

En el caso de la ecuación de salarios se podría anticipar que éstos presenten una relación positiva con la productividad y negativa con el desempleo, aunque cabe señalar que estas relaciones pudieran ir en el sentido opuesto. En particular, la relación negativa entre el salario y el desempleo es plausible en el marco de las teorías de salarios de eficiencia o salarios de búsqueda. En ambos casos, aumentos en la productividad se asocian con incrementos en los salarios y hace menos probable que los trabajadores rechacen un contrato laboral y permanezcan desempleados. De hecho, la expresión (4) define esta dinámica analíticamente. Por otro lado, sin embargo, la teoría neoclásica apuntaría a una relación positiva entre los salarios y el desempleo, ya que de acuerdo a ella, un alza en el salario real aumentaría la desocupación. Pese a que esta última posibilidad existe, suponemos que las relaciones van en el sentido sugerido por las teorías más recientes sobre el mercado laboral y esperamos que los salarios y la productividad se asocien positivamente, mientras que los salarios y el desempleo exhiban una relación opuesta.

Finalmente se nota que, a priori, no es posible determinar cuál de las dos ecuaciones, demanda o salarios, será posible derivar en el ejercicio empírico; de tal forma que posponemos su identificación para la sección de las estimaciones.

Metodología

Debido a que se intenta identificar las relaciones estadísticas que existen en el sistema tanto en el largo como en el corto plazo, se implementarán dos tipos de estimaciones. La primera se basa en la metodología sugerida por Johansen (1991) y se aplica para determinar relaciones de cointegración. La segunda es la que proponen Vahid y Engle (1993), que está diseñada para establecer las asociaciones de corto plazo.

Evidentemente, la estimación de relaciones de cointegración o ciclo común puede realizarse a través de diversas metodologías; sin embargo, en la literatura se ha mostrado que la aplicación conjunta de las técnicas aquí propuestas produce resultados más eficientes con relación a otras alternativas. En suma, el procedimiento de Vahid y Engle impone restricciones de cointegración sobre la estimación del componente cíclico del sistema, lo cual incrementa la eficiencia de los resultados.⁷

Interesantemente, a pesar que la metodología de Vahid y Engle no es novedosa, ésta se ha empleado escasamente en el análisis de series de tiempo, por lo que enseguida se presenta una descripción general de ella.

⁷ Ver Issler y Vahid (2001) o Herrera (2004) para una discusión más amplia sobre las ganancias de eficiencia en los procedimientos de estimación.

De acuerdo al documento de Issler y Vahid (2001), se considera un vector de n variables integradas de orden 1 que es estacionario en primeras diferencias y, por lo tanto, admite una representación Wold como sigue:

$$(5) \quad \Delta y_t = C(L)u_t$$

Donde $C(L)$ es una matriz polinomio con la propiedad que, $\sum_{j=1}^{\infty} j|C_j| < \infty$, $C(0) = I_n$ y u_t es ruido blanco. Es posible definir el elemento $C^*(L)$ de esta forma:

$$C^*(L) = (1-L)^{-1}(C(L) - C(1))$$

Entonces (1) se re-expresa como la suma de dos componentes:

$$(6) \quad \Delta y_t = C(1)u_t + \Delta C^*(L)u_t$$

Si se integra esta ecuación se obtiene:

$$(7) \quad y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} u_{t-s} + C^*(L)u_t$$

La primera parte del lado derecho representa el componente de tendencia y la segunda el ciclo del sistema. Las variables de y_t comparten una tendencia común si existen r vectores linealmente independientes contenidos en una matriz de dimensión $r \times n$, α' , que cumple con la propiedad:

$$\alpha' = C(1) = 0$$

De la misma forma, las variables de y_t comparten ciclo común si existen s vectores linealmente independientes, $s \leq n - r$, contenidos en una matriz de dimensión, $s \times n$, $\tilde{\alpha}'$ con la siguiente característica:

$$\tilde{\alpha}' = C^*(L) = 0$$

Como ya se indicó anteriormente, para determinar r se emplea la metodología desarrollada por Johansen (1991); en el caso de la identificación de s se implementa la prueba de ciclos comunes sugerida por Vahid y Engle (1993). Ésta requiere la estimación de las correlaciones canónicas del sistema, λ^2 , y realizar una prueba de hipótesis para determinar si las más pequeñas correlaciones canónicas son igual a cero $\lambda_i^2 = 0 \quad \forall i = 1 \dots s$. El

estadístico de prueba está dado por $C(p,s) = -(T-p-1) \sum_{i=1}^s \log(1-\lambda_i^2)$

y se encuentra distribuido χ^2 con $s^2 + snp + sr-sn$ grados de libertad.⁸

Estimaciones

Para realizar los ejercicios econométricos se tomó la transformación logarítmica de las series con excepción de la tasa de desempleo, ya que esta variable se expresa en porcentajes. Asimismo, las series se emplean en su forma original y no se ajustan por estacionalidad, esto con el fin de evitar sesgo en las estimaciones econométricas.⁹ En el Cuadro 2 se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria de acuerdo a la metodología de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Cabe destacar que se determinó emplear esta prueba debido a que en la literatura se argumenta que presenta un poder de identificación más elevado que el de pruebas alternativas. En Patterson (2000), por ejemplo, se dice que una prueba que tiene como hipótesis nula la estacionariedad, como lo es la KPSS, puede ser más confiable que pruebas que postulan la no-estacionariedad.

De acuerdo a los estadísticos, se encuentra que las variables de productividad, empleo y desempleo son variables integradas de orden 1, lo cual era de esperarse al menos en el caso de las dos primeras. Para el desempleo, el resultado no es tan intuitivo, ya que se pudiera argumentar que la tasa de desempleo fluctúa alrededor de una media constante, que sería la tasa natural de desempleo. Sin embargo, como se indicó en la sección de análisis gráfico, parece que la serie presenta una media constante sólo para el periodo de 2003 a 2007, lo cual sugeriría que la tasa natural de desempleo en México ha cambiado a través del tiempo.¹⁰ Por otra parte, la variable de salarios reales resulta ser estacionaria de acuerdo a la prueba KPSS, lo cual parece no ser consistente con lo que muestra su gráfica. Por ello se decidió llevar a cabo otras dos pruebas de raíz unitaria: Elliott-Rothenberg-Stock y Ng-Perron. A diferencia de la prueba KPSS, donde la hipótesis nula es de estacionariedad, en este caso la hipótesis es de no-estacionariedad. Los resultados se presentan de igual forma en el Cuadro 2. A partir de ellos se concluye que la serie se integra de orden 1.

Con base en los resultados anteriores se procede a estimar las ecuaciones de cointegración. El sistema contiene las siguientes variables: productividad, empleo, desempleo y salarios. Los resultados se presentan en el

⁸ Las pruebas de ciclo común se llevaron a cabo implementando un programa en GAUSS. El código fue modificado a partir del código empleado en Vahid y Engle (1993), que fue amablemente proporcionado por el Profesor J. Issler.

⁹ Ver Hecq (1998) para una discusión al respecto.

¹⁰ De hecho, Torres (2009) encuentra que la tasa natural de desempleo en México no ha sido constante.

Cuadro 2
Prueba de Raíz Unitaria

<i>Variable</i>	<i>Niveles</i>	<i>1a Diferencia</i>	<i>Valor crítico</i>	<i>Orden de integración</i>
Productividad	0.19	0.14	0.15	I(1)
Desempleo	0.16	0.08	0.15	I(1)
Empleo	0.17	0.09	0.15	I(1)
Salarios	0.13	0.15	0.15	I(0)
	4.6	14.82	5.71*	I(1)
	4.12	15.35	5.48**	I(1)

* Prueba Elliott-Rothenberg-Stocj. ** Prueba Ng-Perron

Fuente: estimados propios

Cuadro 3. De acuerdo a ellos se encuentra que existen dos relaciones estables de largo plazo; esto debido a que la hipótesis de la no existencia de cointegración se rechaza, mientras que la hipótesis de la existencia de hasta dos relaciones no.¹¹

Cuadro 3
Prueba de Cointegración

Hipótesis sobre r	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%
$r = 0$	109.53	54.08
$r \leq 1$	57.48	35.19
$r \leq 2$	19.82	20.26
$r \leq 3$	5.48	9.16

Fuente: estimados propios.

La matriz de posibles vectores de cointegración se describe en el Cuadro 4.

Cuadro 4
Posibles Vectores de Cointegración

<i>Productividad</i>	<i>Empleo</i>	<i>Desempleo</i>	<i>Salarios</i>
-6.08	-7.11	0.16	3.76
-10.27	-5.81	-1.15	17.09
-9.70	-50.59	-2.83	-21.93
12.66	45.65	1.97	6.84

Fuente: estimados propios.

¹¹ El número óptimo de rezagos del sistema fue determinado por medio de criterios estándar de exclusión.

Para determinar cuál de ellos produce coeficientes más razonables se acude a la teoría económica. En particular, como se indica en Bruggemann (2006), y lo hiciéramos notar dentro del marco teórico, el sistema puede contener una ecuación de demanda o una ecuación de salarios. Para la ecuación de demanda, la matriz tendría que ser normalizada con respecto a la variable de empleo. Nótese que, sin importar la fila de la matriz que se elija, el coeficiente normalizado de la variable de productividad sería positivo. En particular, si se divide la primera columna de la matriz entre la segunda, se obtendrían los siguientes coeficientes: 0.86, 1.78, 0.19, 0.28, lo cual implica que la relación entre producto y empleo es negativa.¹² Esto, por supuesto, no es congruente con la teoría, ya que se esperaría que la productividad se asociara directamente con la demanda de empleo. De tal forma que la ecuación de demanda no es factible.

Por otro lado, si se normaliza con respecto a la variable de salarios, es posible obtener un vector de cointegración con relaciones cualitativas coherentes con la teoría. Por ejemplo, si se toma la primera fila de la matriz se obtiene el vector normalizado para el sistema (Salario, Productividad, Desempleo) igual a (1, -1.62, 0.04). Esto indica que los salarios se encuentran positivamente relacionados con el producto y negativamente relacionados con el desempleo. En términos intuitivos se podría decir que aumentos en la productividad se relacionan con aumentos en los salarios reales y disminuciones en el desempleo con incrementos en los salarios reales. Ambas interpretaciones son consistentes con las teorías del mercado laboral que se señalaron al inicio. En cuanto a la magnitud de los coeficientes notamos que, para el caso de Alemania, Bruggemann (2006) reporta 1 y 2.73 para la productividad y el desempleo respectivamente. Así, el coeficiente aquí obtenido para la productividad es mayor, pero menor en el caso del desempleo. En otras palabras, los salarios responden más fuertemente a la productividad en México que en Alemania, pero la respuesta con respecto al desempleo es mucho menor. Cabe señalar, sin embargo, que esta comparación es simplemente ilustrativa, ya que en el ejercicio para Alemania se consideró la economía agregada, mientras que nuestras estimaciones se aplican sólo a la industria manufacturera.

El siguiente ejercicio consiste en determinar cómo se relacionan los salarios con la productividad y el desempleo en el corto plazo. Para ello se construyen dos sistemas bivariados; el primero incluye a los salarios y la productividad y el segundo a los salarios y el desempleo. Los resultados de la prueba de ciclos comunes de Vahid y Engle se presentan en el Cuadro 5.¹³

¹² Al normalizar las variables, la relación cualitativa entre ellas es la contraria al signo que se obtiene. Así, si la normalización produce un signo positivo (negativo), la asociación entre las variables es inversa (directa).

¹³ Previo a la estimación de los vectores de comovimiento se verificó que cada uno de los

Cuadro 5
Pruebas de Ciclo Común

<i>Variables</i>	<i>Hipótesis sobre s</i>	<i>Estadístico de Prueba</i>	<i>Valores p</i>	<i>Ciclo Común</i>	<i>Coefficientes de Regresión</i>
Productividad	$s > 0$	62.18	0.00	No	1,0.20
	$s > 1$	219.78	0.00	No	(0.032)
Desempleo	$s > 0$	24.06	0.00	No	1,-3.18
	$s > 1$	184.72	0.00	No	(-0.59)

* Errores estándar en paréntesis

Fuente: estimados propios

Con base en los estadísticos de prueba para las hipótesis sobre s , se determina que no existe ciclo común entre las variables, el valor de probabilidad en todas las instancias es cero. En otras palabras, no existe una combinación lineal de las variables que elimine la autocorrelación existente entre ellas. Sin embargo, esto no quiere decir que los salarios y la productividad y desempleo no exhiban una relación estadísticamente significativa. Esto se infiere por los estadísticos que se encuentran en la última columna del Cuadro; en ella se reportan los coeficientes estimados y los estadísticos de prueba. Tanto la productividad como el desempleo presentan una asociación válida con los salarios. En el caso de la productividad, el coeficiente es positivo e implica una elasticidad de corto plazo de 0.20; el desempleo se encuentra negativamente relacionado con el salario con una semielasticidad de 3.18.¹⁴

En ambos casos, las relaciones cualitativas son consistentes con las que se encontraron en el largo plazo y acordes a la teoría. La magnitud del coeficiente de la productividad resultó menor en el corto plazo, lo cual sugiere que los salarios son más sensibles a la productividad en horizontes amplios. Por otro lado, para el desempleo, el coeficiente de corto plazo es relativamente mayor que el de largo plazo. Interesantemente, eso señalaría que, en el largo plazo, los ajustes de los salarios al desempleo son pequeños, pero su respuesta a choques transitorios es elevada. Evidentemente, estas comparaciones son meramente ilustrativas, ya que se encontró que las series no comparten ciclo común.¹⁵

sistemas exhibiera una relación de cointegración, como lo indica la metodología. Los resultados no se presentan por brevedad.

¹⁴ En este caso se reportan los coeficientes no normalizados, por lo cual su interpretación cualitativa corresponde al signo que aparece en el Cuadro.

¹⁵ Intuitivamente, se encuentra que las series presentan una relación estadísticamente significativa en primeras diferencias, pero sus componentes cíclicos no comparten un ciclo común.

En este sentido, cabe destacar que el resultado con respecto a la no existencia de ciclos comunes es interesante, ya que implica que choques transitorios en la productividad y el desempleo no se asocian significativamente con la dinámica de los salarios en el corto plazo; esto es, los salarios son rígidos. En el caso de México, este fenómeno se puede deber a varios factores. Por ejemplo, es posible que los contratos que se elaboran en la industria manufacturera estén diseñados para no permitir cambios en respuesta a condiciones transitorias. De igual forma, factores institucionales como el sindicalismo pueden ayudar a entender el resultado. Es claro, sin embargo, que puntualizar sobre la razón particular que aplica a esta industria requiere de un estudio más detallado, el cual posponemos para investigaciones futuras.

■ *Conclusiones*

El mercado laboral ha sido estudiado con detenimiento a través de los años por académicos de diversas áreas. Sin embargo, para países en vías de desarrollo, como México, aún queda mucho campo por cubrir. La intención del análisis que se presentó en este documento es determinar la relación que guardan los salarios, la productividad y el empleo en el sector manufacturero mexicano. Por medio de la estimación de ecuaciones de cointegración y de ciclo común se determinó que los salarios se asocian positivamente a la productividad y negativamente al desempleo; tanto en el corto plazo como en el largo plazo.

De igual forma se encontró que, mientras que las series cointegran, éstas no comparten movimientos transitorios. El resultado con respecto al horizonte más amplio es estándar en la literatura. El resultado de corto plazo, por otro lado, es particularmente interesante. Éste indica que el mercado de trabajo en México es relativamente rígido y que cambios en sus condiciones no se traducen necesariamente en respuestas inmediatas de los salarios. La pregunta más interesante es, por supuesto, ¿por qué? En este documento se mencionó que una posible fuente de rigidez es la forma en la que se especifican los contratos laborales; alternatively, el sindicalismo podría igualmente ayudar a entender el fenómeno. Es claro, sin embargo, que identificar puntualmente la o las razones por las cuales no se observa un ciclo común entre los salarios, la productividad y el desempleo requiere de un estudio más profundo.

Finalmente notamos que sería interesante llevar a cabo un análisis similar al que aquí se presentó para la economía mexicana en su conjunto, no sólo para el sector manufacturero. Aunque cabe señalar que, en este momento, el ejercicio parece poco factible, ya que la disponibilidad de datos no lo permite.

■ *Bibliografía*

- Bruggemann, R. (2006). "Sources of German Unemployment: a Structural Vector Error Correction Analysis". *Empirical Economics*, 31:409-431.
- Carstensen, K. y G. Hansen, (2000). "Cointegration and Common Trends on the West German Labour Market". *Empirical Economics*, 25:475-493.
- Chiquiar, D. (2004). "Globalization, Regional Wage Differentials and the Stolper-Samuelson Theorem: Evidence from Mexico". Documento de Investigación, 2004-06, Banco de México.
- Fragoso, E., J. Herrera y R. Castillo (2008). "La Sincronización de los Ciclos Económicos de México y Estados Unidos". *Economía Mexicana, Nueva Época*, 17: 5-47.
- Hecq, A. (1998). "Does Seasonal Adjustment Induce Common Cycles?". *Economics Letters*, 59:289-297.
- Herrera, J. (2004). "Business Cycles in Mexico and the United States: Do They Share Common Movements". *Journal of Applied Economics*, 7:303-323.
- Issler, J.V. y F. Vahid (2001). "Common Cycles and the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates". *Journal of Monetary Economics*, 47:449-475.
- Jacobson, T., A. Vredin y A. Warne (1997). "Common Trends and Hysteresis in Scandinavian Unemployment". *European Economic Review*, 41:1781-1816.
- Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrika*, 59:1551-1580.
- Kaplan, D. y F. Pérez (2006). "El Efecto de los Salarios Mínimos en los Ingresos Laborales de México". *El Trimestre Económico*, 73:139-173.
- Kato, E. (2004). "Elasticidad Producto del Empleo en la Industria Manufacturera Mexicana". *Problemas del Desarrollo*, 35:85-96.
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. Palgrave.
- Torres, V. (2009). "Estimación de la Tasa No Aceleradora de Inflación (NAIRU) en México" Por aparecer en *Análisis Económico*.
- Vahid, F. y R. Engle (1993). "Common Trends and Common Cycles" *Journal of Applied Econometrics*, 8:341-360.