

# El mercado laboral en México: ¿una curva de salarios?

LUIS MIGUEL GALINDO

HORACIO CATALÁN\*

Las características y condiciones del mercado laboral en México son fundamentales para analizar tanto la evolución del entorno macroeconómico como las condiciones de vida de la población. Asimismo, las particularidades del mercado de trabajo son determinantes para identificar los modos de transmisión de la política monetaria.<sup>1</sup> En la actualidad, los bancos centrales, en un régimen de metas de inflación (IT; *inflation targeting*, por sus siglas en inglés) utilizan modelos de inflación que tienen como fundamento alguna hipótesis explícita o implícita del mecanismo de transmisión de los precios mediante el mercado laboral.<sup>2</sup> El fundamento teórico de esta proposición se basa en la curva de Phillips, quien

1. G. Bårdsden, E.S. Jansen y R. Nymoen, "Econometric Inflation Targeting", *Economic Journal*, núm. 6, 2003, pp. 429-460; Lars E.O. Svensson, "Open-economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics*, núm. 50, 2000, pp. 155-183; R. Clarida, J. Galí y M. Gertler, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, núm. 37, 1999, pp. 1661-1707; J. Galí y M. Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, núm. 44, 1999, pp. 195-222; C.E. Walsh, "Labor Market Search and Monetary Shocks", en G.S. Altu, J. Chadha y C. Nolan (eds.), *Elements of Dynamic Macroeconomic Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, Mass., 2003, pp. 451-486.

2. R. Clarida, J. Galí y M. Gertler, *op. cit.*

\* Profesores de la Facultad de Economía de la UNAM <galaliza@servidor.unam.mx> y <catalanh@correo.unam.mx>. Los autores agradecen los comentarios de Juan Manuel Torres y Fausto Hernández, así como el financiamiento del proyecto PAPIIT IN-307409-3.



argumenta que hay algún tipo de relación inversa entre la tasa de crecimiento de los salarios nominales y la tasa de desempleo.<sup>3</sup> Esta relación, desde la perspectiva de la política monetaria, representa un intercambio (*trade off*) entre crecimiento e inflación,<sup>4</sup> ya que la relación negativa entre desempleo e inflación se traduce en una asociación positiva entre crecimiento e inflación.<sup>5</sup>

La bibliografía económica actual acerca de los mercados laborales aún tiene a la curva de Phillips como una de sus hipótesis principales.<sup>6</sup> Ésta indica la persistencia de una relación inversa entre la tasa de crecimiento de los salarios nominales y la tasa de desempleo;<sup>7</sup> sin embargo, en los estudios recientes se da una creciente importancia a la hipótesis de una curva de salarios.<sup>8</sup> Esta curva de salarios supone una relación negativa entre la escala del salario y la tasa de desempleo y, además, incluye los efectos de la productividad y el salario de reserva. Esta diferencia entre la curva de Phillips y la curva de salarios de relacionar escalas o tasas de cambio de los salarios con la tasa de desempleo tiene consecuencias de particular importancia para la política económica. Por ejemplo, cada especificación conduce a definiciones distintas de lo que se conoce como la tasa natural de desempleo que no genera inflación (NAIRU), a diferentes conceptos del salario de reserva y a distintas percepciones en cuanto a los procesos de distribución del ingreso.<sup>9</sup> Además, los efectos de los choques de oferta son diferenciados en cada caso por la naturaleza y las

propiedades de las series utilizadas. Esto es, el intercambio entre inflación y desempleo de la curva de Phillips indica que choques de oferta, mediante la tasa de desempleo, tienden a desaparecer en el tiempo; por el contrario, en el caso de la curva de salarios, estos choques tienden a ser permanentes. Ambas explicaciones pueden, sin embargo, considerarse complementarias o al menos no excluyentes en determinadas condiciones empíricas.<sup>10</sup> Debe reconocerse además que la curva de salarios parece tener un mayor sustento empírico en los estudios de sección cruzada en relación con la información macroeconómica;<sup>11</sup> no obstante, en años recientes hay un interés particular en la curva de salarios debido a sus consecuencias directas en términos de política monetaria.<sup>12</sup> En este sentido, el principal objetivo de este artículo es analizar y evaluar la hipótesis de una curva de salarios para el caso de la economía mexicana con base en información trimestral para el periodo de 1989 a 2008. El trabajo se divide en cuatro secciones. La primera comprende la presente introducción, la segunda corresponde al marco general de la curva de salarios, la tercera presenta la evidencia empírica respectiva y la última abarca las conclusiones.

## MARCO GENERAL

La curva de Phillips<sup>13</sup> sostiene que hay una relación inversa entre las variaciones del salario y la tasa de desempleo, lo cual se basa en la hipótesis de que la reducción o aumento de la demanda de cualquier bien se refleja en movimientos opuestos en su precio.<sup>14</sup> Ello por norma se representa en una gráfica, en la cual en el eje vertical se ubica el crecimiento de los salarios y en el eje horizontal a la tasa de desempleo, y en la que se presenta una curva con pendiente negativa que relaciona a ambas variables. Esta relación negativa entre el aumento del salario y la tasa de desempleo corresponde también

3. A. Phillips, "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, núm. 100, 1958, pp. 283-299.

4. G. Bårdsen, Oyvind Eitrheim, E. Jansen y R. Nymoen, *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*, Oxford University Press, 2005.

5. John B. Taylor, "Staggered Wage and Price Setting in Macroeconomics", en J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, 1999.

6. P. Cahuc y A. Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge, Mass., 2004, p. 880.

7. A. Phillips, *op. cit.*

8. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve*, MIT Press, Cambridge, Mass., 1994; B.H. Baltagi y U. Blien, "The German Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample", *Economics Letters*, núm. 61, 1998, pp. 135-142; S. Janssens y J. Konings, "On More Wage Curve: The Case of Belgium", *Economics Letters*, vol. 60, núm. 2, agosto de 1998, pp. 223-227; S. Kennedy y J. Borland, "A Wage Curve for Australia?", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, núm. 4, octubre de 2000, pp. 774-803; V.M. Montuenga, I. García y M. Fernández, "Wage Flexibility: Evidence from Five EU Countries Bases on the Wage Curve", *Economics Letters*, vol. 78, núm. 2, febrero de 2003, pp. 169-174.

9. V.M. Montuenga-Gómez y José M. Ramos-Parreño, "Reconciling the Wage Curve and the Phillips Curve", *Journal of Economic Surveys*, vol. 78, núm. 2, Universidad Politécnica de Cartagena, diciembre de 2005, pp. 735-765.

10. O. Blanchard y L.F. Katz, *Regional Evolutions*, Brookings Papers on Economic Activity, núm. 1, 1992, pp. 1-61; y John M. Roberts Board, *The Wage Curve and the Phillips Curve*, Federal Reserve Board FEDS Paper, núm. 97-57, 1997.

11. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *op. cit.*; B.H. Baltagi y U. Blien, *op. cit.*; S. Janssens y J. Konings, *op. cit.*; S. Kennedy y J. Borland, *op. cit.*, y V.M. Montuenga, I. García y M. Fernández, *op. cit.*

12. Steinar Holden y Ragnar Nymoen, "Measuring Structural Unemployment: NAIRU Estimates in the Nordic Countries", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 104, núm. 1, 2002, pp. 87-104, y G. Bårdsen *et al.*, *The Econometrics ...*, *op. cit.*

13. A. Phillips, *op. cit.*

14. *Ibid.*

a una relación negativa entre la tasa de desempleo y la tasa de inflación; o a una relación positiva entre el producto y la inflación.<sup>15</sup> La curva de Phillips se representa en su modo general como en la ecuación 1:

$$\Delta w_t = \beta_1 u_t \quad [1]$$

donde  $\Delta w_t$  representa la variación del salario nominal,  $u_t$  es la tasa de desempleo y se espera que  $\beta_1 < 0$ .<sup>16</sup> Sin embargo, hay diversas especificaciones alternativas a esta hipótesis:

a) En primer lugar, Friedman y Lucas<sup>17</sup> argumentan que la curva de Phillips se basa en la hipótesis equivocada de que la oferta y la demanda inciden en el salario nominal, en lugar del salario real. La inclusión del salario real lleva, desde luego, a la necesidad de incluir las expectativas de los agentes y a considerar que en el largo plazo no hay ilusión monetaria. En éste, los agentes terminan por identificar el efecto de los precios en sus salarios reales, lo cual lleva a una curva de Phillips vertical. De este modo, la ecuación 1 se transforma en lo que se conoce como la curva de Phillips aumentada,<sup>18</sup> al incluir las expectativas de inflación:

$$\Delta w_t = \beta_1 u_t + \beta_2 \pi_t^e \quad [2]$$

donde  $\pi_t^e$  representa la tasa de inflación esperada. En esta ecuación, el valor del parámetro  $\beta_2$  es fundamental por dos razones: en primer lugar, en el caso en que  $\beta_2 = 1$  entonces se observa una curva de Phillips vertical y la ecuación puede respecificarse como una relación entre el salario real esperado y la tasa de desempleo; en segundo lugar, al asumir la existencia de un *estado estacionario* entre inflación y desempleo definido como:  $\Delta w_t = \pi_t + \beta_0$  ello se puede sustituir en la ecuación 2 y obtener:

$$\pi_t + \beta_0 = \beta_1 u_t + \beta_2 \pi_t^e \quad [3]$$

b) En segundo lugar, al considerar el caso en el que la inflación observada y la esperada coinciden ( $\pi_t = \pi_t^e$ ) y  $\beta_2 = 1$ , entonces la ecuación 3 se transforma en:

15. De modo adicional, A. Phillips argumenta que el cambio en los salarios también debe estar relacionado con el cambio en la tasa de desempleo, lo que abre la posibilidad de utilizar un modelo especificado en primeras diferencias.

16. Las letras minúsculas representan el logaritmo natural de las series.

17. M. Friedman, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, vol. 58, 1968, pp. 1-17; y R. Lucas, "Some International Evidence on Output-inflation Trade-offs", *American Economic Review*, 1973, pp. 326-344.

18. W. Carlin y D. Soskice, *Macroeconomics and the Wage Bargain: A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate*, Oxford University Press, 1990.

$$\beta_0 = \beta_1 u_t \quad [4]$$

En la expresión 4, la tasa de desempleo está definida por una constante que se conoce como tasa natural de desempleo y que es compatible con la evolución real de la economía y con las percepciones correctas de los agentes respecto a la tasa de crecimiento de largo plazo.<sup>19</sup> Así, la curva de Phillips aumentada permite reconciliar los efectos de corto y largo plazo mediante las diferencias entre los ajustes nominales y reales.<sup>20</sup>

c) En tercer lugar, la formulación inicial de la curva de Phillips aumentada ha sido enriquecida con la incorporación de otras variables consideradas relevantes para explicar la trayectoria del salario. Estas nuevas especificaciones permiten analizar, además, algunos aspectos importantes de la curva de Phillips y obtener mejores resultados econométricos. De este modo es posible definir a la curva de Phillips aumentada como:<sup>21</sup>

19. Cualquier intento por mantener el desempleo por debajo de esa escala sólo se podrá lograr mediante una inflación acelerada; y por encima de esa escala, sólo por medio de una deflación.

20. M. Friedman, *op. cit.*

21. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

*La negociación de ajuste de los mercados laborales en México no se reduce a una discusión entre el comportamiento de los precios y los salarios, sino que también incluye la evolución de la productividad y la tasa de desempleo*

$$\Delta w_t = \beta_3 + (1 - \beta_4)\pi_t + \beta_4\pi_{t-1} - \beta_5u_t + \beta_6\Delta\phi_t \quad [5]$$

donde  $\phi_t$  representa a la productividad. La ecuación 5 permite identificar el efecto conocido como rigidez nominal de salarios.<sup>22</sup> Esto es, la existencia de ilusión monetaria, costos de información, costos de negociación salarial y contratos válidos por determinados periodos provoca que los salarios no estén indizados de manera perfecta a los precios. De este modo, el parámetro  $\beta_3$  representa el grado de ajuste de los salarios a los precios y es un indicador de la rigidez nominal. Desde luego, un parámetro  $\beta_4$  cercano a uno indica un alto grado de rigidez nominal en la medida en que implica un bajo ajuste de los salarios a la inflación actual y un mayor ajuste a la inflación de un periodo anterior. Por el contrario, en el caso en que  $\beta_4$  sea cercano a cero, hay una escasa rigidez nominal en la medida en que toda la inflación actual se transmite al salario; la evidencia empírica sugiere que es común encontrar que los coeficientes de la tasa de inflación sean cercanos a la unidad.<sup>23</sup> Desde luego, es posible usar un modelo más general que incluya un conjunto de rezagos distribuidos de la inflación y analizar que todos los coeficientes se aproximen a la unidad.<sup>24</sup>

La curva de Phillips, junto con un modelo de determinación de precios asociado con un margen de ganancia constante sobre los costos (*mark up*) permite identificar a la conocida tasa de desempleo que no acelera la tasa de inflación (NAIRU, *non accelerating inflation rate of unemployment*, por sus siglas en inglés), que es aquella que equilibra las peticiones salariales y de ganancias.<sup>25</sup> El desarrollo de la NAIRU implicó, desde luego, una revitalización de las políticas keynesianas de manejo de la demanda agregada para elevar el crecimiento y reducir el desempleo, no obstante que el efecto no fuera duradero en el largo plazo.<sup>26</sup> En este sentido, la NAIRU se ha convertido en una hipótesis básica en la implantación de las políticas monetarias actuales, ya que permite manejar, dentro de ciertos rangos, este intercambio (*trade off*) entre inflación y desempleo.<sup>27</sup>

Sin embargo, la validez empírica de la curva de Phillips ha sido cuestionada de manera severa en diversos aspectos. En primer lugar, desde principios de los años noventa, tanto en países desarrollados, en particular en Europa, como en naciones en desarrollo se observa un aumento persistente en las tasas de desempleo, lo que invalida el supuesto de la presencia de una NAIRU constante. En este sentido,<sup>28</sup> al utilizar técnicas de panel de datos se concluye que no se cumple el supuesto de la tasa NAIRU, toda vez que la inflación crece sin límite cuando el desempleo está por debajo de la NAIRU. Un resultado similar, para el caso de Alemania y Australia, se puede verificar en Schreiber y Wolters, y Gruen.<sup>29</sup> Asimismo, hay investigaciones empíricas que muestran, para el caso de Estados Unidos, que es posible identificar una relación positiva entre inflación y desempleo, lo que invalida la hipótesis de una curva de Phillips.<sup>30</sup> En este marco se observa que las políticas de demanda agregada y sus efectos transitorios en la tasa de desempleo dependen del grado de rigidez nominal o real de los salarios y de expectativas racionales que llevan a la formación de una curva de Phillips vertical.<sup>31</sup> Por ejemplo, Koustas y Serletis, al utilizar información de nueve países europeos, una muestra de entre 30 y 40 años, concluyen que bajo el supuesto de expectativas racionales en un modelo monetarista se cumple la presencia de una curva vertical entre inflación y desempleo.<sup>32</sup>

Desde una perspectiva diferente, Blanchflower y Oswald establecen una relación negativa entre la tasa de desempleo local y la escala de salarios; esta relación se identifica como la curva de salarios (*wage curve*).<sup>33</sup> Los resultados de estas investigaciones muestran que el sa-

22. *Ibid.*

23. R.J. Gordon, "The Time-varying NAIRU, and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, 1997, pp. 11-32.

24. Zisimos Koustas y Apostolos Serletis, "Monetary Aggregation and the Neutrality of Money", *Economic Inquiry*, vol. 39, núm. 1, enero de 2001, pp. 124-138.

25. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

26. Lars Calmfors, *Price Formation in Open Economics*, Institute for International Economic Studies, Universidad de Estocolmo, 1977.

27. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

28. M. Karanassou, H. Sala y D.J. Snower, "The European Phillips Curve: Does the NAIRU Exist?", *Applied Economics Quarterly*, vol. 49, núm. 2, 2003, pp. 93-121.

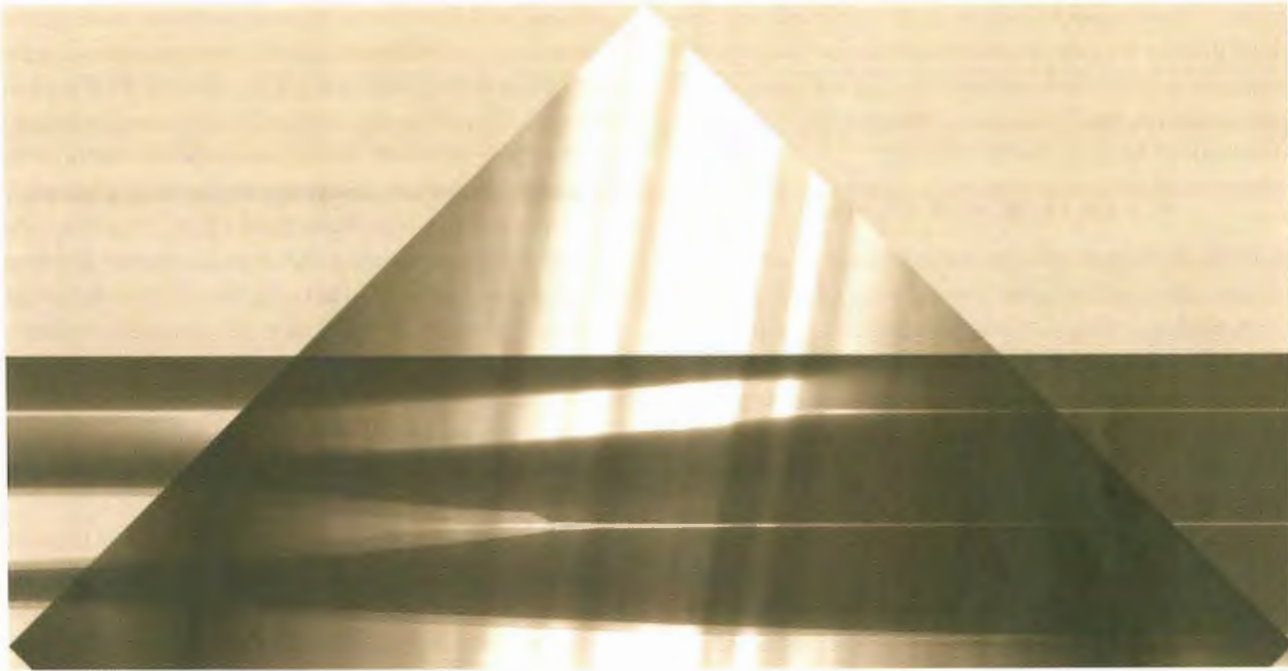
29. S. Schreiber y J. Wolters, "The Long-run Phillips Curve Revisited: Is the NAIRU Framework Data-consistent?", *Journal of Macroeconomics*, vol. 29, núm. 2, 2007, pp. 355-367; D. Gruen, A. Pagan y C. Thompson, "The Phillips Curve in Australia", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, 1999, pp. 223-258.

30. A. Beyer y R.E.A. Farmer, *Natural Rate Doubts*, Working Paper, núm. 121, European Central Bank, 2002; Peter N. Ireland, "Money's Role in the Monetary Business Cycle", *Journal of Money, Credit, and Banking*, núm. 36, 2004, pp. 969-983; A. Haldane y D. Quah, *UK Phillips Curves and Monetary Policy*, CEPR Discussion Paper núm. 2292, 1999.

31. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

32. Zisimos Koustas y Apostolos Serletis, "Long-run Phillips-type Trade-offs in European Union Countries", *Economic Modelling*, vol. 20, núm. 4, julio de 2003, pp. 679-701.

33. Véanse D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, "The Wage Curve", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 92, núm. 2, 1990, pp. 215-235, y "An Introduction to the Wage Curve", *Journal Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 3, 1995, pp. 153-167.



lario en los mercados con una alta tasa de desempleo es menor en relación con el salario pagado, en trabajos similares, en los mercados que ostentan una baja tasa de desempleo. Por otra parte, concluyen, después de una extensa investigación empírica con diferentes datos para distintos países y periodos, que la elasticidad de la tasa de desempleo se ubica en alrededor de  $-0.1$ ; de tal manera que un trabajador en promedio puede esperar que su salario real disminuya en uno por ciento cuando, *ceteris paribus*, la tasa de desempleo local aumente 10 por ciento.<sup>34</sup>

Esta conclusión tiene importantes implicaciones en la construcción teórica de los modelos de determinación de los salarios. En efecto, la teoría neoclásica del mercado laboral<sup>35</sup> establece una relación entre salarios y desempleo a partir del marco de oferta y demanda de trabajo.<sup>36</sup> En contraste, la evidencia empírica en favor de la hipótesis de curva de salarios implicaría una relación positiva entre salario y empleo; además, en algunos mercados hay un cuasi equilibrio caracterizado por la presencia de desempleo involuntario y una escala de sa-

lario por arriba de la tasa que vacía el mercado, lo cual genera una oferta mayor a la demanda, situación que provoca el desempleo.<sup>37</sup>

Blanchflower y Oswald<sup>38</sup> muestran que el salario es determinado por dos componentes:  $w = a + s\phi/n$ , donde  $a$  representa un salario de reserva y la escala de productividad por trabajador, que se define como  $\phi/n$ , ponderada por el poder de negociación entre empresas y trabajadores, denotado como  $s$ . De este modo, la curva de salarios (WC) indica que los sueldos, en escalas, se determinan de acuerdo con la tasa de desempleo,<sup>39</sup> la productividad y un salario de reserva.<sup>40</sup> En este sentido, las peticiones salariales por arriba del producto ocasionan un aumento de las tasas de inflación y de desempleo.

La curva de salarios incorpora las implicaciones de un mercado laboral de competencia imperfecta y la fijación de precios por costos con un fundamento microeconómico

34. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve...*, *op. cit.*

35. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

36. En este modelo la demanda de trabajo está determinada por la productividad laboral, y dada la oferta de trabajo, sólo hay una escala de salario en la que la oferta y la demanda se igualan. Factores fuera del mercado de trabajo, como salario mínimo, sindicatos y legislación laboral impiden que el mercado no llegue a su punto de equilibrio.

37. V.M. Montuenga-Gómez y José M. Ramos-Parreño, *op. cit.*

38. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, "The Wage Curve", *op. cit.*

39. La curva de salarios se presenta en el caso donde la pendiente entre el salario, en escalas, y el desempleo es negativa; aunque para algunos autores este resultado puede argumentar que se origina en una incorrecta especificación de la curva de Phillips o en la estimación de una curva de oferta; D. Card, "The Wage Curve: A Review", *Journal of Economic Literature*, núm. 33, 1995, pp. 785-799.

40. Véanse: D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, "The Wage Curve", *op. cit.*; *The Wage Curve*, *op. cit.*; "An Introduction to...", *op. cit.*; R. Layard y S.J. Nickell, "Unemployment in Britain", *Economica*, núm. 53, 1986, pp. 121-169; W. Carlin y D. Soskice, *op. cit.*; G. Bårdsen *et al.*, "Econometric...", *op. cit.*

sólido.<sup>41</sup> En su aspecto más general, la curva de salarios determina a los salarios nominales como función del índice de precios, de un margen de ganancia constante por encima de las escalas de productividad,<sup>42</sup> la tasa de desempleo y los salarios de reserva:<sup>43</sup>

$$w_t = \lambda_1 p_t + \lambda_2 u_t + \lambda_3 \phi_t + \lambda_4 w_b + e_t \quad [6]$$

donde  $w_t$  es la escala de salarios nominales,  $p_t$  es la escala de precios,  $u_t$  es la tasa de desempleo,  $\phi_t$  mide la productividad laboral y  $w_b$  es el salario de reserva. La hipótesis de la curva de salarios define una ecuación que relaciona el precio del trabajo (salario) y la tasa de desempleo; pero además representa un marco general del mercado laboral y permite identificar los factores determinantes fundamentales del salario.<sup>44</sup>

Para el caso en que el conjunto de variables mantenga una relación de equilibrio a lo largo del tiempo, es decir, muestre una relación de cointegración, puede especificarse un modelo de corrección de errores para el salario nominal.<sup>45</sup>

$$\Delta w_t = \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta w_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^k \rho_i \Delta \phi_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_i \Delta w_b + \gamma (w - \lambda_1 p - \lambda_2 u - \lambda_3 \phi - \lambda_4 w_b)_{t-1} + u_t \quad [7]$$

La ecuación 7 tiene, además, la ventaja de que permite identificar la validez empírica de la curva de Phillips y la curva de salarios. Esto es, que cuando el coeficiente asociado con el mecanismo de corrección de errores sea igual a cero ( $\gamma = 0$ ), la relación de equilibrio de la curva de salarios no explica las variaciones a corto plazo de los

salarios; por el contrario, su comportamiento se ajusta a una curva de Phillips dinámica; en este caso, el mercado laboral responde más a una curva de Phillips tradicional.<sup>46</sup> En efecto, la relación dinámica entre salario e inflación resulta relevante para aceptar o rechazar la hipótesis de curva de salarios o de curva de Phillips.<sup>47</sup> Las investigaciones de Blanchard y Katz,<sup>48</sup> así como de Staiger y sus colaboradores,<sup>49</sup> concluyen que hay una dinámica importante en la evolución de los salarios en Estados Unidos y en consecuencia, el modelo estático de Blanchflower y Oswald está mal especificado. En esta misma línea se encuentran los trabajos de Bell y sus colaboradores, los cuales, con información para el Reino Unido, concluyen que hay una relación de corto plazo entre salarios reales y desempleo.<sup>50</sup>

De este modo, es fundamental encontrar evidencia en favor de una relación de equilibrio entre el salario, la escala de precios, la productividad del trabajo, la tasa de desempleo y un salario de reserva, ya que las desviaciones del salario respecto a esta relación de equilibrio aportan información relevante para explicar la dinámica de corto plazo de las variaciones del salario nominal.<sup>51</sup> La ecuación 7 es una combinación de la hipótesis de curva de salarios y de una especificación del tipo de curva de Phillips para las variaciones del salario nominal, la cual por una parte indica el grado de flexibilidad en el mercado laboral a largo plazo, donde la capacidad de negociación salarial está determinada por la tasa de desempleo, la productividad, el salario de reserva y la escala de precios; en tanto que a corto plazo hay un ajuste dinámico entre las variaciones del salario nominal, las variaciones de la tasa de desempleo, la inflación, la variación de la productividad y del salario nominal de reserva.<sup>52</sup>

41. P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*; D. Card, *op. cit.*; V.M. Montuenga-Gómez y José M. Ramos-Parreño, *op. cit.*

42. Para una discusión acerca de los efectos de los salarios de reserva en los salarios y el empleo, véase L. Calmfors y A. Forslund. "Real-wage Determination and Labour Market Policies: The Swedish Experience", *Economic Journal*, vol. 101, núm. 408, 1991, pp. 1130-1148.

43. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve*, *op. cit.*; D. Card, *op. cit.*, B.H. Baltagi y U. Blien, *op. cit.*; y O. Blanchard y L.F. Katz, "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence", *American Economic Review*, núm. 89, 1999, pp. 69-74.

44. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve, Scandinavian...*, *op. cit.*; y *The Wage Curve...*, *op. cit.*; V.M. Montuenga-Gómez y José M. Ramos-Parreño, *op. cit.*; P. Nijkamp y J. Poot, "The Last Word on the Wage Curve", *Journal of Economic Surveys*, vol. 19, núm. 3, 2005, pp. 421-450; P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*

45. M. Marcellino y G.E. Mizon, *Wages, Prices, Productivity, Inflation and Unemployment in Italy 1970-1994, ACE Project (P95-2145-R)*, en <<http://ideas.repec.org>>; P. Cahuc y A. Zylberberg, *op. cit.*; B. Chiarini y P. Piselli, "Wage Setting, Wage Curve and Phillips Curve, The Italian Evidence", *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 44, 1997, pp. 545-565.

46. O. Blanchard y L.F. Katz, "What We Know and Do not Know about the Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, núm. 11, 1997, pp. 51-72.

47. Por ejemplo, D. Card afirma que "los reportes sobre la muerte de la Curva de Phillips son prematuros. Es necesaria más evidencia para que los economistas desautoricen la hipótesis de Phillips" (*op. cit.*, p. 795).

48. O. Blanchard y L.F. Katz, "What We Know...", *op. cit.*

49. Douglas Staiger, James H. Stock y Mark W. Watson, "Prices, Wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s", en Alan B. Krueger y Robert M. Solow (eds.), *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, Russel Sage Foundation, 2001.

50. B. Bell, S. Nickell y G. Quintini, "Wage Equations, Wage Curves and All That", *Labour Economics*, núm. 9, 2000, pp. 341-360.

51. K. Johansen, "The Wage Curve: Convexity, Kinks, and Composition Effects", *Applied Economics*, vol. 29, núm. 1, 1997, pp. 71-78.

52. S. Schreiber y J. Wolters, "The Long-run Phillips Curve Revisited: Is the NAIRU Framework Data-consistent?", *Journal of Macroeconomics*, núm. 29, 2007, pp. 355-367.

## EVIDENCIA EMPÍRICA

La información utilizada<sup>53</sup> en el cálculo de la fórmula de las ecuaciones 6 y 7 corresponde a variables trimestrales de la economía mexicana de 1988(1) a 2008(4), donde el salario nominal ( $w_t$ ) es aproximado por el salario medio de la industria manufacturera (pesos por día), la escala de precios ( $p_t$ ), el índice nacional de precios al consumidor, la productividad laboral que corresponde al índice de productividad de la mano de obra del sector de manufacturas ( $\phi_t$ ) y el desempleo por la tasa de desempleo abierto en las principales ciudades del país ( $n_t$ ); como salario de reserva se considera el salario mínimo general ( $wb_t$ ), medido en pesos por día. En primer lugar se identificaron las propiedades de cada una de las series mediante la aplicación de pruebas de raíz unitaria Dickey Fuller aumentada (ADF), de Phillips-Perron (PP)<sup>54</sup> y de Kwiatkowski, Phillips Schmidt y Shin.<sup>55</sup>

53. La descripción de la base de datos está en el anexo. Las letras minúsculas representan las series transformadas en logaritmo natural.  
 54. A. Phillips y P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.  
 55. D. Kwiatkowski, P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, núm. 1-3, 1992, pp. 159-178.

La especificación de la prueba de ADF se basó en el procedimiento *de lo general a lo específico* mediante el cálculo en principio de regresiones con constante y tendencia, al verificar su significancia estadística. El número de rezagos ( $k$ ) fue determinado mediante el criterio de significancia estadística de la prueba  $t$ , procedimiento conocido como  $t$ -sig.<sup>56</sup> Por su parte, las pruebas de PP y KPSS usan una corrección semiparamétrica de la varianza de los errores de la prueba, que depende del tamaño de la muestra.<sup>57</sup> Es importante señalar que las pruebas de ADF y PP usan como hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria, a diferencia de la prueba de KPSS, cuya hipótesis nula es que la serie es estacionaria, lo que permite minimizar la posibilidad de realizar inferencias estadísticas equivocadas.<sup>58</sup> Los resultados de las pruebas de raíces unitarias se sintetizan en el cuadro 1.

Estos resultados indican que las variables del salario industrial, la escala de precios y la tasa de desempleo, la productividad laboral y el salario mínimo con variable

56. Serena Ng y Pierre Perron, "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Depend Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, 1995, pp. 268-281.  
 57. A. Phillips y P. Perron, *op. cit.*  
 58. G.S. Madala e I. Kim, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.

C U A D R O 1

### PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA DEL MODELO DE RELACIÓN ENTRE LA TASA DE VARIACIÓN DE LOS SALARIOS Y LA TASA DE DESEMPLEO EN MÉXICO, 1988 (1) A 2008 (4)

Variable	Dickey-Fuller aumentada			Phillips-Perron (4)			KPSS(9)	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_c$	$\eta_\mu$
$pt$	-0.636	-3.293	3.820	-4.149	-5.368	2.784	0.956	0.245
$\Delta pt$	-4.691	-3.759	-2.627	-3.999	-4.004	-3.669	0.642	0.103
$\phi_t$	-0.007	-3.293	3.820	-4.149	-5.368	2.784	0.956	0.245
$\Delta \phi_t$	-3.605	-3.532	-1.994	-12.175	-12.218	-9.775	0.149	0.115
$w_t$	0.373	-2.587	4.898	-5.580	-5.252	3.192	0.975	0.232
$\Delta w_t$	-6.465	-5.354	-3.327	-14.945	-13.131	-10.891	0.563	0.128
$wb_t$	-0.148	-2.525	3.804	-4.594	-4.462	2.533	0.974	0.230
$\Delta wb_t$	-7.143	-6.574	-4.726	-7.316	-6.682	-5.733	0.552	0.101
$un_t$	-2.460	-2.120	0.048	-3.271	-2.648	-0.126	0.294	0.075
$\Delta un_t$	-3.364	-3.375	-3.384	-17.154	-17.224	-17.309	0.076	0.067

Nota: los valores en negritas indican rechazo de la hipótesis nula a 5% de significancia. Los valores críticos a 5% para la prueba de Dickey-Fuller aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de  $T = 15$ , son de  $-3.60$  e incluyen constante y tendencia (modelo A),  $-2.98$  sólo la constante (modelo B) y  $-1.95$  sin constante y sin tendencia (modelo C) (G.S. Madala e I. Kim, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba;  $\eta_c$  y  $\eta_\mu$  representan los estadísticos de prueba KPSS con constante y con constante y tendencia, cada uno, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en grado 0 alrededor de una tendencia determinística. Los valores críticos a 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, cada una (D. Kwiatkowski, P.C.B. Phillips, P. Schmidt, P. & Shin Y., "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, núm. 1-3, 1992, pp. 159-178). Las letras minúsculas representan el logaritmo de las series.

## PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN

Valores característicos	H <sub>0</sub> : r	p-r	Traza (calculado)	Traza 95% (tablas)	Prob
0.869	0	5	135.863	59.961	-
0.310	1	4	19.926	40.095	[0.905]
0.170	2	3	8.395	24.214	[0.930]
0.063	3	2	1.209	12.282	[0.985]
0.003	4	1	0.145	4.071	[0.773]

Nota: (\*) rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1989(1)-2008(4). Se incluyeron variables ficticias de pulso para 1997:1 y 1998:4.

que aproxima al salario de reserva con serie son estacionarias, aunque con distinto orden de integración; ello se asocia con cambios bruscos en las series.

De esta manera se procedió a especificar y calcular un modelo de vectores autorregresivos (VAR), con el propósito de aplicar el procedimiento de Johansen,<sup>59</sup> que incluye el análisis de la posible presencia de cambio estructural en la relación de largo plazo sugerido por Hansen y Johansen.<sup>60</sup> El número de rezagos en los VAR se seleccionó, en primer lugar, mediante un conjunto de criterios de información y estadísticos, los cuales se exponen en el cuadro 1 del anexo. Los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn indican que el modelo VAR debe ser especificado con cuatro rezagos, en tanto que los estadísticos de máxima verosimilitud y de error de pronóstico indican cinco rezagos. Con el fin de distinguir entre ambos resultados, se realizó una prueba de exclusión de rezagos<sup>61</sup> y los resultados se muestran en el cuadro 2 del anexo, en el que se establece que hasta el rezago cinco es significativo en sentido estadístico; por tanto, la especificación del VAR en escalas se realizó con cinco rezagos.

Con base en estos resultados se aplicó el procedimiento de Johansen,<sup>62</sup> el cual permite controlar, con la inclusión de variables ficticias, la presencia de valores extremos e identificar la presencia de al menos un vector de cointegración que puede interpretarse en el sentido de una curva de salarios. En el cuadro 2 se exponen los resultados del procedimiento de Johansen<sup>63</sup> y se observa que la prueba de la traza<sup>64</sup> indica la presencia de al menos un vector de cointegración; es decir, es posible identificar una relación estable en el tiempo entre la escala de salario nominal de las manufacturas, la escala de precios, la tasa de desempleo, el salario mínimo nominal y la productividad del trabajo.

La normalización de estas variables como una ecuación de salarios indica una relación positiva entre el sa-

lario nominal y la escala de precios del orden de 0.824. El coeficiente de traspaso es elevado y cercano a uno; ello muestra que en México hay un alto grado de elaboración de índices entre los salarios nominales y el índice de precios al consumidor. Lo anterior refleja la elevada tasa de retroalimentación entre los precios y los salarios que debe ser considerada al elaborar la política económica.

La elasticidad del salario respecto de la tasa de desempleo es muy baja; sin embargo, en diversos estudios de metanálisis se registran valores pequeños para la elasticidad de la tasa de desempleo. Por ejemplo, Blanchflower expone, para un conjunto de países de Europa, un rango de valores para el coeficiente de la elasticidad del salario a la tasa de desempleo de -0.021 hasta -0.364.<sup>65</sup> Asimismo, Nijkamp y Poot<sup>66</sup> recopilan los resultados de las investigaciones empíricas realizadas acerca de la hipótesis de la curva de salarios y determinan que la elasticidad del salario a la tasa del desempleo se ubica en un rango de -1.43 a 0.09, con un valor medio de -0.1184, lo cual es compatible con el valor propuesto por Blanchflower y Oswald.<sup>67</sup> A su vez, Montueng y sus colaboradores<sup>68</sup> muestran un rango en el valor de la elasticidad de entre -0.05 a -0.20, para un conjunto de países de la Unión Europea. Más reciente, Montuenga y Ramos<sup>69</sup> calculan, con un total de 22 estudios, un promedio en el valor de la elasticidad de -0.01068, similar al informado en otras

59. S. Johansen, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, núm. 12, 1988, pp. 231-254.

60. Henrik Hansen y Soren Johansen, *Recursive Estimation in Cointegrated Models*, Institute of Mathematical Statics, Universidad de Copenhage, 1993, p. 93.

61. La prueba se aplicó hasta el rezago seis con el fin de identificar si después del rezago cinco hay información sistemática que deba ser considerada en el modelo. Los resultados de la prueba conjunta denotan significancia estadística del rezago uno hasta el cinco; por tanto, la especificación final se realizó con cinco rezagos.

62. S. Johansen, "Statistical Analysis...", *op. cit.*

63. *Ibid.*

64. Los valores críticos incluyen una corrección por la incorporación de las variables ficticias.

65. D.G. Blanchflower, "Unemployment, Well-being and Wage Curves in Eastern and Central Europe", *Journal of Japanese and International Economics*, vol. 15, núm. 4, 2001, pp. 364-402.

66. P. Nijkamp y J. Poot, *op. cit.*

67. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve*, *op. cit.*

68. V.M. Montuenga, I. García y M. Fernández, *op. cit.*

69. V.M. Montuenga-Gómez y José M. Ramos-Parreño, *op. cit.*



investigaciones. Para el caso de México, Castro<sup>70</sup> expone una elasticidad promedio de  $-0.176$  con base en 18 investigaciones; además, sus cálculos con panel de datos muestran la relevancia de variables que miden características individuales del trabajador y del lugar de trabajo, como sexo, edad, edad al cuadrado, escolaridad, estado civil, tamaño del establecimiento, ocupación, sectores de actividad, jornada laboral y seguridad social. Sus resultados expresan que la tasa de desempleo tiene un efecto negativo sobre el salario de  $0.029$ , lo que resulta similar a la ecuación 8 ( $-0.032$ ). Esto sugiere que hay presiones en las remuneraciones como consecuencia de la tasa de desempleo y, por tanto, los mercados laborales no son independientes por completo.

La productividad laboral tiene un efecto positivo, aunque menos proporcional en el salario ( $0.272$ ); ello refleja que en México las ganancias por productividad no se transmiten de manera significativa a los salarios. Al respecto se observa que la transmisión de las ganancias en productividad al salario son positivas, pero menos proporcionales. El efecto positivo de la productividad es congruente con otros estudios, como Whelan, Chiarini y Piselli, y Castle y Hendry.<sup>71</sup> Baltagi y Blien<sup>72</sup> muestran que al distinguir entre trabajadores con alta y baja calificación para Alemania hay un efecto positivo de una alta calificación en los salarios nominales, en tanto que una baja calificación se traduce en una elasticidad negativa. El efecto negativo en los trabajadores no calificados ayuda a explicar el bajo efecto en México, que contrasta, por ejemplo, con Johansen,<sup>73</sup> quien impone una elasticidad unitaria entre el salario, la productividad y la escala de precios para el caso de Noruega.

Por último, el salario mínimo representa una medida de salario de reserva e indica el pago mínimo a partir del cual los agentes deciden participar en el mercado de trabajo. En este caso, la elasticidad del salario de las manufacturas respecto al salario mínimo es positivo, pero cercano a cero ( $0.069$ ). Cálculos acerca del efecto del salario mínimo sobre los precios obtienen un coeficiente

más elevado, incluso al que resultaría al calcular el efecto colateral del salario mínimo en los precios y de éstos sobre el salario industrial; en este sentido, los cálculos obtenidos muestran posibles efectos de retroalimentación entre el salario mínimo y los precios.<sup>74</sup>

El conjunto de estos resultados indica que, en México, las negociaciones salariales son producto de un proceso complejo en el que se consideran las presiones del mercado de trabajo asociadas con la tasa de desempleo, la evolución de la espiral de precios y salarios, los aumentos logrados en productividad y las opciones de salarios de reserva.

$$w_t = 0.824p_t - 0.032u_t + 0.272\phi_t + 0.069wb_t \quad [8]$$

Las pruebas de significancia estadística de los coeficientes en el procedimiento de Johansen<sup>75</sup> se muestran en el cuadro 3, en el que se observa que la escala de precios, la tasa de desempleo y la productividad laboral resultan relevantes en la ecuación de largo plazo; sin embargo, el salario mínimo podría ser excluido de esta relación. Ello sugiere que éste no es la mejor variable para aproximar el salario de reserva (por ejemplo, remesas per cápita); en todo caso, se optó por dejar la variable para atender a la estabilidad del vector de cointegración.<sup>76</sup>

Asimismo, se aplicaron pruebas de exogeneidad débil en las cuales se observó que las variables de precios, la tasa de desempleo y el salario de reserva explicativas no rechazan la hipótesis nula de que sean exógenas débiles en el vector de cointegración. Por tanto, no hay procesos de retroalimentación simultánea en la relación de equilibrio entre el salario nominal y este conjunto de variables. En contraste, la productividad no es una variable exógena débil; es decir, cambios en la productividad laboral inducen una variación en la trayectoria de largo plazo del salario nominal de las manufacturas. Pero estos cambios en la trayectoria de equilibrio pueden generar, a su vez, variaciones a corto plazo en la productividad. En este sentido, la relación entre el salario y la productividad laboral parece contener un alto grado de dependencia mutua.

70. David Castro Lugo, "Curva salarial: una aplicación para el caso de México, 1993-2002", *Estudios Económicos*, vol. 21, núm. 2, julio-diciembre de 2006, México, pp. 233-273.

71. K. Whelan, *Wage Curve vs. Phillips Curve: Are There Macroeconomic Implications?*, Finance and Economics Discussion Paper Series núm. 51, Federal Reserve Board of Governors, 1997; B. Chiarini y P. Piselli, *op. cit.*; Castle y Hendry, "The Long-run Determinants of UK Wages, 1860-2004", *Journal of Macroeconomics*, núm. 31, 2009, pp. 5-28.

72. B.H. Baltagi y U. Blien, *op. cit.*

73. K. Johansen, *op. cit.*

74. Sara Lemos, *A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices*, University of Leicester, Reino Unido, 2006.

75. S. Johansen, *op. cit.*

76. Luis Miguel Galindo y Juan Carlos Moreno Brid, *Modelos macroeconómicos de la banca central en economías abiertas: Centroamérica y República Dominicana*, CEPAL, 2009.

PRUEBAS DE EXCLUSIÓN Y DE EXOGENEIDAD DÉBIL

Prueba	C.V.	$p_t$	$u_t$	$\varphi_t$	$wb_t$
Exclusión	3.841	42.91 [0.00]	16.31 [0.00]	83.46 [0.00]	0.14 [0.71]
Exogeneidad		2.40 [0.12]	0.72 [0.39]	8.54 [0.00]	1.37 [0.24]

C.V.: valor crítico respecto a una ji-cuadrada.

La estabilidad del espacio de cointegración se analizó de acuerdo con la prueba gráfica denominada modelo R,<sup>77</sup> construida a partir del modelo VAR en su representación de corrección de errores<sup>78</sup> (VECM). En la gráfica del anexo se presentan los resultados de estabilidad del espacio de cointegración, en la cual se observa que el rango de cointegración a lo largo de la muestra no rechaza la hipótesis de un solo vector de cointegración; por tanto, el espacio de cointegración entre el conjunto de variables que definen la curva de salarios permanece estable. En este sentido, la información empírica muestra que el salario nominal del sector de las manufacturas en México tiende a ajustarse a la escala de precios, a la tasa de desempleo, a la productividad laboral y al salario mínimo.

La identificación de una relación de cointegración permite especificar un modelo de corrección de errores, que incluye las variables del vector de cointegración en primera diferencia. Las pruebas de especificación indican que los errores del modelo final no presentan problemas de autocorrelación y heterocedasticidad y se distribuyen como una función de densidad de probabilidad normal; es decir, no contienen información sistemática que deba ser incorporada en el modelo. Además, se aprecia que los valores proyectados por el modelo representan de modo satisfactorio los valores observados de las variaciones en la demanda de gasolina con un grado de ajuste de 98%. Asimismo, el coeficiente del mecanismo de corrección de errores es negativo y significativo

en la estadística; por tanto, los desajustes en la relación de equilibrio son incorporados en la modelación de corto plazo. Este resultado muestra una evidencia en favor de la relevancia de la curva de salarios en México.<sup>79</sup> Por ello es importante considerar que la curva de Phillips es insuficiente para explicar los procesos de ajuste de los mercados laborales en México; más aun, que el mercado laboral, modelado mediante una curva de salarios, demuestra que hay un proceso distributivo con un sesgo contra los salarios. Ello indica que no es factible usar el modelo competitivo para explicar el mercado laboral en México en el sector de manufacturas y que, en todo caso, se deben considerar otros elementos relacionados con la capacidad de negociación o modelos de competencia imperfecta.<sup>80</sup>

$$\begin{aligned} \Delta w_t = & -0.02 - 0.34\Delta w_{t-1} - 0.14\Delta w_{t-2} + 0.28\Delta w_{t-4} \\ & (-5.28) \quad (-5.70) \quad (-4.67) \quad (3.51) \\ & + 0.26\Delta p_{t-1} + 0.23\Delta p_{t-3} - 0.18\Delta p_{t-4} - 0.03\Delta n_{t-1} \\ & (2.93) \quad (2.28) \quad (-2.23) \quad (-2.16) \\ & - 0.04\Delta u_{t-4} + 0.25\Delta \phi_{t-2} + 0.09\Delta wb_{t-3} - 0.08ECM_{t-1} \\ & (-2.62) \quad (2.87) \quad (2.18) \quad (-3.00) \\ & + 0.11ds_{t-4} \\ & (8.26) \end{aligned} \quad [9]$$

$R^2 = 0.98$     $rss = 0.012$     $DW = 2.06$   
 Autocorrelación: LM (4):  $F(4,63) = 1.20[0.31]$   
 Heterocedasticidad: ARCH (4):  $F(4,71) = 1.16[0.33]$   
 Prueba de normalidad:  $\chi^2(2) = 0.78[0.67]$

CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

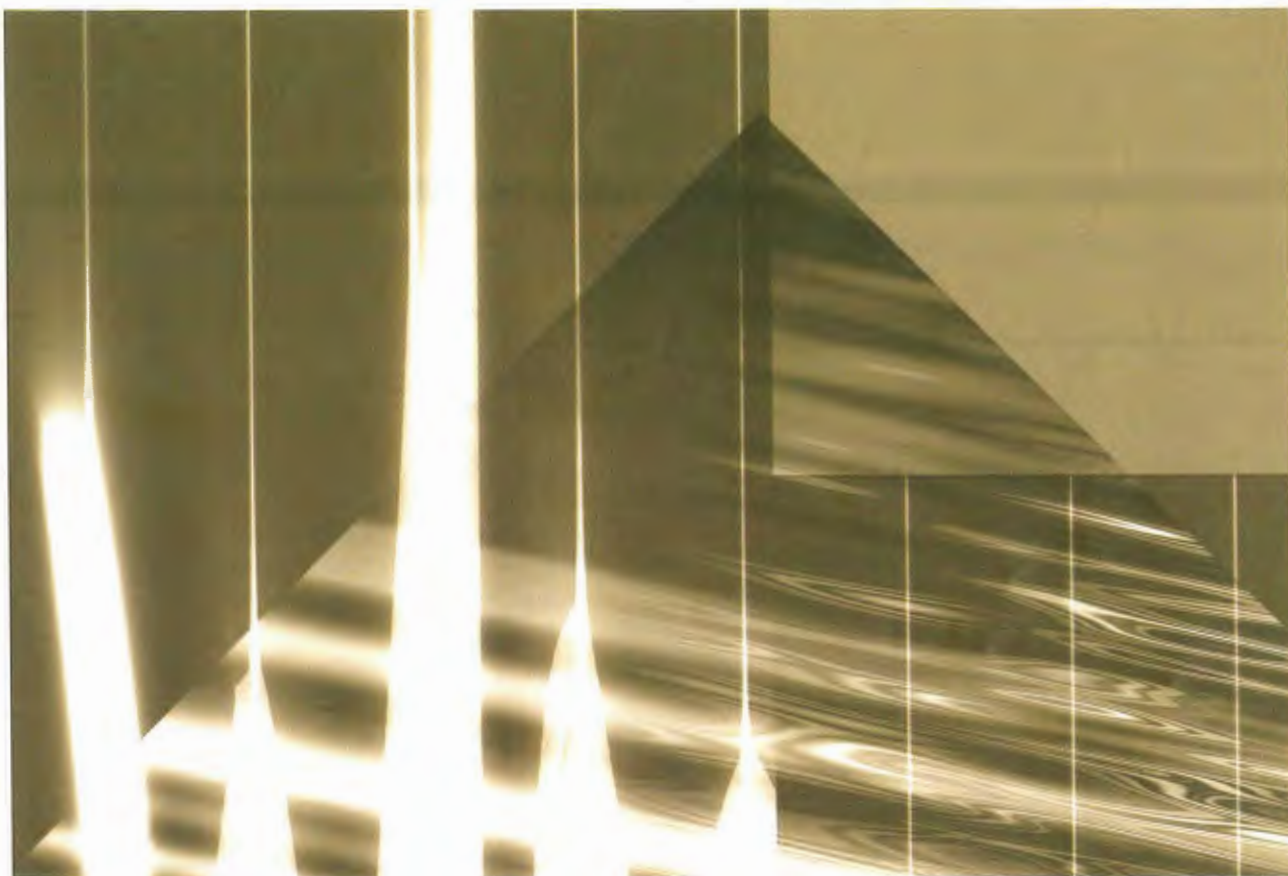
La evidencia empírica presentada en este artículo muestra que los procesos de ajuste del salario y la tasa de desempleo en México son complejos y que es difícil que puedan reducirse a la curva de Phillips tradicional. En este sentido, la evidencia sugiere apoyar la hipótesis de la curva de salarios para México, la cual sostiene una relación entre la escala del salario nominal, la productividad, la tasa de desempleo y el salario de reserva. En efecto, los resultados econométricos muestran que hay

77. Henrik Hansen y Soren Johansen, *op. cit.*

78. En el modelo R, los parámetros de corto plazo del modelo VECM son calculados de manera recursiva y el resultado del estadístico de la traza para cada punto de la muestra es comparado con el valor crítico a 5% de grado de significancia. El modelo es estable si no se rechaza la hipótesis de rango de cointegración  $r$  a lo largo de la muestra.

79. D.G. Blanchflower y A.J. Oswald, *The Wage Curve, op. cit.*


80. *Ibid.*; B.H. Baltagi y U. Blien, *op. cit.*; S. Janssens y J. Konings, *op. cit.*; S. Kennedy y J. Borland, *op. cit.*; V.M. Montuenga, I. García y M. Fernández, *op. cit.*



una relación estable de largo plazo entre este conjunto de variables al considerar la estabilidad del espacio de cointegración. Estos resultados indican la importancia del proceso de negociación en México en la determinación del salario y permiten identificar los efectos de este proceso salarial en la distribución del ingreso.

La evidencia acerca de los modos y mecanismos de ajuste de los mercados laborales en México tiene consecuencias relevantes desde la óptica de la política pública en al menos tres aspectos. En primer lugar, se observa que la negociación en México no se reduce a una discusión entre el comportamiento de los precios y los salarios, sino que también incluye la evolución de la productividad y la tasa de desempleo. Ello implica, por ejemplo, que la negociación salarial no sólo debe compensar el aumento de la inflación del año anterior, sino también debe considerar las ganancias en la productividad y la evolución de la tasa de desempleo; lo anterior sugiere la presencia de tres mecanismos correctivos en el mercado de trabajo: las negociaciones salariales, las presiones de demanda manifiestas también en la tasa de desempleo y las decisiones de política económica.

En segundo lugar, las políticas monetarias del Banco de México para usar la tasa de interés *contra el viento*<sup>81</sup> para controlar la inflación supone que las compañías fijan sus precios en función de los movimientos en los costos marginales asociados con las variaciones en los excesos de demanda. Sin embargo, la evidencia en favor de la curva de salarios muestra que este proceso es más complejo y que deben ser considerados los procesos de transmisión de la política monetaria hacia el mercado laboral e incluir al conjunto de variables relevantes (productividad, tasa de desempleo, precios y salarios de reserva); por tanto, la respuesta de las empresas ante el cambio en la demanda agregada es lento.

En tercer lugar, el cálculo potencial de la NAIRU debe basarse en el uso de una curva de salarios y no de manera exclusiva en una curva de Phillips. Esto resulta importante en la medida en que sólo puede haber una tasa de desempleo que no acelere la inflación. El cálculo incorrecto de la NAIRU tendrá consecuencias directas en la política económica. 

81. John B. Taylor, *op. cit.*

## C U A D R O 1

CRITERIOS DE INFORMACIÓN EN EL MODELO VAR  
EN ESCALAS

Rezago	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	n.a.	6.5e-10	-6.96	-6.52	-6.78
1	782.01	2.3e-14	-17.20	-16.01	-16.72
2	122.44	7.1e-15	-18.40	-16.47	-17.63
3	93.30	3.0e-15	-19.28	-16.60	-18.21
4	183.14	2.3e-16	-21.87	-18.44 <sup>a</sup>	-20.49 <sup>a</sup>
5	38.40 <sup>a</sup>	2.2e-16 <sup>a</sup>	-21.98	-17.81	-20.31
6	28.82	2.5e-16	-21.97	-17.06	-20.00
7	22.15	3.3e-16	-21.87	-16.22	-19.61
8	37.18	2.8e-16	-22.25*	-15.85	-19.69

a. Se minimiza el valor estadístico de los criterios de información.

LR: Estadístico de razón de máxima verosimilitud.

FPE: Estadístico de error de pronóstico.

AIC: Criterio de información de Akaike.

SC: Criterio de información de Schwarz.

HQ: Criterio de información de Hannan-Quinn.

## C U A D R O 2

## PRUEBA DE EXCLUSIÓN DE REZAGOS EN EL VAR

Rezago	$w_t$	$p_t$	$u_t$	$\varphi_t$	$wb_t$	Conjunta
1	26.03 [ 0.000]	146.22 [ 0.000]	22.73 [ 0.000]	40.94 [ 0.000]	5.02 [ 0.413]	263.33 [ 0.000]
2	13.78 [ 0.017]	20.11 [ 0.001]	7.71 [ 0.173]	38.02 [ 0.000]	1.32 [ 0.932]	70.22 [ 0.000]
3	25.74 [ 0.000]	14.60 [ 0.012]	5.43 [ 0.366]	22.14 [ 0.000]	14.62 [ 0.012]	98.89 [ 0.000]
4	338.26 [ 0.000]	6.11 [ 0.295]	4.42 [ 0.491]	26.11 [ 0.000]	14.57 [ 0.012]	426.37 [ 0.000]
5	20.40 [ 0.001]	9.29 [ 0.098]	8.03 [ 0.154]	5.76 [ 0.330]	2.97 [ 0.704]	44.49 [ 0.009]
6	9.84 [ 0.080]	8.03 [ 0.154]	3.07 [ 0.689]	7.70 [ 0.173]	1.00 [ 0.962]	32.94 [ 0.132]

Nota: Los números entre corchetes indican la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula. A partir del rezago cinco, las tres variables exógenas rechazan la hipótesis nula de significancia estadística.

PRUEBA DE ESTABILIDAD DEL ESPACIO DE COINTEGRACIÓN  
(MODELO R)